

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

孙琳琳 杨 浩 郑海涛

内容提要: 通过建立一个异质性农户模型, 本文从理论上分析了确权对于农户资本投资的影响机制: 稳定土地产权、促进土地流转、放松信贷约束。基于中国劳动力动态调查 (CLDS) 的农户微观数据, 本文使用 PSM-DID 方法进行实证分析, 发现土地确权后资本投资提升了 20%。为了保证因果分析的可靠性, 本文将农村固定观察点数据和 CLDS 数据匹配, 进行了事前趋势检验; 控制了地区固定效应和时间交互项; 用工具变量法进行了估计。本文还进行了多种稳健性检验: 改变估计样本、考虑其他宏观政策的影响、安慰剂检验, 证明了实证结果的稳健性。异质性分析显示: 土地确权对中等土地规模、东部省份以及中等生产率农户的投资有更显著的影响。本文发现目前确权主要通过提升土地承包经营权稳定性这一直接机制促进农户资本投资。

关键词: 土地确权 资本投资 信贷约束 土地流转 异质性农户模型

一、问题提出及文献述评

长期以来, 精耕细作的生产模式在中国农业生产中一直占据着主导地位。但这种生产模式却是以低机械化水平和小规模经营为基础, 导致中国的农业生产率水平难以有跨越式的发展。农业生产率低下、农业就业人口过多, 是发展中国家人均收入偏低的重要原因 (Restuccia et al. 2008; Adamopoulos & Restuccia 2014)。发展中国家农业生产率低下, 主要由于农户土地规模过小和农业资本投资水平偏低 (Adamopoulos & Restuccia 2014)。2018 年中国耕地经营规模在 10 亩以下的农户有 23313.6 万户, 占比高达 85.20%; 纯农户占比 63.65%。^① 相当长时间内, 中国农业还是以小农户生产为主, 大量小农户收入依然依赖农业生产。农户规模偏小在一定程度上会限制农业机械化的发展。2018 年农业农村部公布的数据显示: 全国农业机械总动力突破 10 亿千瓦, 全国农作物耕种收综合机械化率已达到 69.10%。但相比于其他农业生产率水平较高的国家, 中国农户自有农机设备比例较低。据世界银行数据, 2016 年中国户均仅拥有拖拉机 0.13 台、联合收获机 0.005 台、播种机 0.03 台, 不仅远远落后于日本、韩国等资源禀赋条件相似的东亚发达国家, 甚至低于菲律宾、马来西亚等东南亚发展中国家 (方师乐等 2020)。发展中国家的实证研究表明农业资本投资可以改进农业生产率 (Adu-Baour et al. 2019; Paudel et al., 2019); 基于中国农户调研数据的研究, 也证明了农业资本投资可以提高粮食的生产效率 (周振和孔祥智 2019)。随着中国非农就业的增加, 农村劳动力老龄化问题突出。农业资本投资可以替代劳动力, 减少对于重体力的依赖, 在劳动力老龄化的背景下提升农业生产率。已有研究认为土地经营规模 (曹阳和胡继亮 2010)、农

^{*} 孙琳琳、杨浩, 北京航空航天大学公共管理学院经济学系, 邮政编码: 100191, 电子信箱: vickysunlin@126.com, 15652579355@163.com; 郑海涛, 北京航空航天大学经济管理学院, 邮政编码: 100191, 电子信箱: 08161@buaa.edu.cn。本研究是国家社会科学基金项目“基于异质性农户的农业土地流转、农户规模和农业生产率增长研究”(17BJY103)、国家自然科学基金项目(71873012)的重要成果, 作者感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见, 当然文责自负。

^① 数据来源《中国农村经营管理统计年报 2018》。

村劳动力价格水平(郑旭媛和徐志刚,2016)、地理条件(郑旭媛和徐志刚,2016)会对农业资本投资水平产生影响。农业资本投资依托于土地,因此土地产权制度的安排对于农户投资决策也有巨大影响。本文关注中国独特的土地产权制度安排对于农户资本投资的影响,而中国2009年开始的新一轮渐进式的农业土地确权改革提供了一个准自然实验,帮助我们识别其影响效果以及影响机制。

地权稳定性对农业投资的影响是经济学长期关注的题目。土地产权稳定性的提升可以有效降低农户未来经营风险,提高农业投资的长期收益,从而推动农业投资。国内外众多研究表明,稳定的土地权利将会促进农户对土地的长期投资(Besley,1995;姚洋,1998;何凌云和黄季焜,2001;Jacoby et al.,2002;邵亮亮等,2011;黄季焜和冀县卿,2012;Lovo,2016;Goldstein et al.,2018)。产权稳定性的提升提高了土地使用的排他性并降低相应的保护成本(Galiani & Schargrotsky,2011);而不稳定的土地产权就如同对农户征收了一种随机税,同时还可能导致频繁的土地纠纷,影响农户的经营效率,这些不确定的因素大大挫伤了投资的积极性(姚洋,1998)。农业投资可以分为两种类型:一种是附着于土地的不可移动的投资;另一种是可移动的投资,比如农机资本投资。国内关于地权稳定性对投资影响的实证研究主要关注土地的不可移动投资,特别是土地的保护性投资(如有机肥等)。何凌云和黄季焜(2001)基于广东省地块调查数据的研究发现,相比于责任田和转包地,农民更愿意在自留地和口粮田上施用更多有机肥。Jacoby et al.(2002)对东北地区农户数据的分析也发现了类似的结论。黄季焜和冀县卿(2012)基于中国科学院农业政策研究中心(CCAP)的全国调查性数据,发现农地使用权确权促进了农户的有机肥投资。林文声等(2017)基于CLDS数据用PSM方法分析了确权对于经营投入、劳动力投入的影响。阮荣平等(2016)发现办理水域滩涂养殖证可以有效促进渔户的长期生产投资。朱文清等(2019)认为新一轮集体林地确权有效地促进了样本农户的造林资本投入。但也有部分研究发现地权稳定性的提升并不能对农户的农业投资产生显著的影响。这可能是由于初始的地权稳定性已经足够高,进一步提升后并不能对农户的投资产生明显的激励(Jacoby et al.,2007)。还可能是因为土地市场和信贷市场不完善,农户受到流动性约束,导致确权改善后的投资需求无法实现(Besley et al.,2012)。

农地产权制度影响农业投资存在三个可能的作用机制:地权稳定的直接激励效应、土地流转效应和土地抵押信贷效应(Besley,1995)。若农户预期自己当期投资可以在未来的土地交易中体现其价值,则将产生所谓的交易收益效应,激励其增加农业投资(Besley,1995)。农地确权降低了交易费用(Galiani & Schargrotsky,2010),增强了地权安全性和稳定性(Macours et al.,2010),从而提高了农地流转发生率。但仍有不少国家的土地确权并没有促进土地的交易或使用权的流转,土地的细碎化现象依然严重(Place et al.,1998)。程令国等(2016)、许庆等(2017)发现新一轮土地确权对于中国农户转出土地有显著的促进作用,而胡新艳和罗必良(2016)、林文声等(2017)的研究表明土地确权无论是对农户转出土地还是转入土地均没有显著影响。另一部分学者则聚焦于土地流转对农户的农业投资的影响,如邵亮亮等(2011)发现,农户在转入地上的有机肥施用概率和用量要比在自家地上的少,这表明土地流转加速也可能对投资产生不利影响。一些学者认为,土地流转带来土地规模的扩大,有利于农业的资本投资(Feder et al.,1985;林万龙和孙翠清,2007)。

稳定的产权可以实现土地本身的抵押价值,从而缓解农户面临的信贷约束。长期的信贷约束将限制农户的农业投资。对于发展中国家的农户,信贷约束的存在使他们不得不实施次于最优的农业投资组合,这进一步影响到农业生产效率和产出(Guirking & Boucher,2010)。Olinto(2003)发现,对于正在遭受信贷约束的农户,投资需求的增加(例如土地确权引致的农业投资需求)会提高信贷资金的影子价格,而这又将抑制农户的资本积累,从而形成恶性的循环。国内学者的研究也表明,信贷约束的缓解与农户投资有着正向关系(张兵和许国玉,2006)。若信贷约束增强,农户租入土地和购入农

机的投资均会受到抑制(柳凌韵和周宏 2017)。但从发展中国家实际数据来看,确权并不一定可以缓解农户的信贷约束。Kemper et al. (2011) 发现,越南农村的土地颁证计划使得农户的正规信贷可得性提高、正规贷款利率下降。但 Boucher et al. (2010)、Field et al. (2006) 分别对拉丁美洲、非洲地区农地确权的信贷效应进行了实证研究,发现农地确权提高了富裕农户和大土地所有者的信贷可得性,但小土地所有者的贷款数量不增反降。黄惠春(2014)、姜美善和米运生(2020) 基于国内的数据研究发现,目前农地抵押贷款主要被大户获得,小农户的信贷约束问题并没有解决。

通过对以往文献的梳理,可以看到针对中国确权投资影响的实证研究,大多关注了有机肥等不可移动的投资,而较少关注农户的资本投资。确权到底会对投资造成什么样的影响,已有的实证研究并没有完全的共识。尽管有少数研究讨论了确权影响投资的机制问题,但针对影响机制缺少全面的理论和实证验证。很多实证研究采用了面板估计或者 OLS 估计,存在内生性问题。本文使用中国劳动力动态调查(CLDS)数据,应用倾向得分匹配双重差分模型(PSM-DID)实证分析了土地确权对农户资本投资的影响效果,并进一步验证了其影响机制。与已有相关研究相比,本文的边际贡献体现在:(1) 建立了一个异质性农户的理论模型,分析确权对于农户资本投资的影响以及背后的机制。此框架不仅考虑了产权稳定性的投资收益,也考虑了确权后通过土地流转、放松信贷约束而间接对资本投资的影响。在理论模型基础上本文提出了研究假说,并在实证研究中进行了验证。(2) 内生问题的解决。为了解决确权和农户投资的内生性问题,采用了 PSM-DID 方法和工具变量法。利用新一轮确权推进在各地区之间政策推进时间的差异,采用了 DID 进行政策分析,并使用 PSM 来控制确权地区存在的选择性偏差问题。将农村固定观察点数据库和 CLDS 数据库进行匹配,检验 DID 的事前趋势。还通过控制地区层面特征变量和时间趋势交互的方法,使得试点选择近乎随机分配。(3) 对确权影响农户农机投资的三种影响机制进行了检验,并且对间接机制失效的原因进行了探讨。实证研究表明土地确权促进了中国农户资本投资,一系列稳健性检验证明了实证结果的可靠性。确权对于中等土地规模、中等生产率水平、东部地区的农户投资有更明显的促进作用。本文发现当前土地确权主要通过提升土地承包经营权稳定性这一直接机制促进农户投资的增加,而并非通过促进土地流转或缓解农户所面临的信贷约束发挥作用。

本文随后的安排如下:第二部分通过理论模型刻画土地确权影响农户资本投资的三种机制;第三部分介绍确权背景以及数据的统计描述;第四部分阐述本文的实证策略;第五部分为实证分析结果;第六部分是进一步的机制分析;最后一部分则是主要结论和简要的政策建议。

二、理论模型与研究假说

本文构建了一个异质性的农户模型,不同农户具有不同的生产率水平,由于信息不对称农户普遍面临着信贷约束。农户确权前有失去土地的风险,土地无法作为贷款抵押品帮助农户缓解信贷约束。同时由于较高的交易成本,限制了土地流转的发生。确权后农户对于土地的长期使用权利有了保障,土地可以成为信贷抵押品,同时也降低了土地流转的交易成本。

(一) 技术描述

参考 Adamopoulos & Restuccia(2014),本文假设农户的生产函数为以下形式:

$$y_i(S) = (A_i S)^{1-\gamma} (K^\alpha L^{1-\alpha})^\gamma \quad (1)$$

其中 $y_i(S)$ 为农户生产农作物的产出函数。 A_i 表示社会平均的农业全要素生产率。 i 表示不同作物,随着土地规模扩大农户从粮食作物生产到经济作物生产,带来 A_i 的提高。 s 为农户特有的生产率,不同农户有着不同的 s 水平。 K 为农户的资本存量,主要是农机资本。 L 为农户经营的土地规模 $L = L + L_R$, L 为农户的自有承包土地;而 L_R 为农户流转的土地, L_R 可正可负,反映土地的流入或流出。 $\gamma \in (0, 1)$ 是一个控制参数,表示管理幅度, $\alpha \in (0, 1)$ 则是资本弹性。

(二) 最优要素需求

假设市场是完全竞争的,作物的生产价格标准化为 1,市场的利率水平为 i ,土地的租金水平为 R_L 。为了简化分析,假设资本寿命为两期,期末资本品残值为零,^①同时资本的投资决策在第一期期初做出。假设两期生产函数不发生变化,则进行资本投资时,农户的最大化目标为:

$$y_i(S) + \frac{h(I)}{1+i} y_i(S) - K - (i + E_D) B + i(W + B - K) - (R_L + E_R) L \quad (2)$$

其中 $y_i(S)$ 为第一期产出; $\frac{h(I)}{1+i} y_i(S)$ 为第二期产出的当期折现值,其中 $h(I)$ 表示农户在下一期仍然保有土地的概率,反映了地权的稳定性。 B 为农户的贷款额度,贷款的利率等于一般的市场利率 i 加上农户的债务交易成本 E_D 。 W 为农户自有的储蓄值, $W + B - K$ 为农户剩余的资金。农户间土地流转的成本为土地租金 R_L 和土地流转的交易成本 E_R 之和。 E_D 表示农户的债务交易成本,农户的借贷利率为社会平均收益率 i 和农户的交易成本 E_D 之和。假设由于信息不对称,金融机构只接受农户进行抵押贷款。农户购置资本和租赁土地的总支出 $K + (R + E_R) L_R$ 受到预算约束,不能超过农户自有资金和贷款资金之和 $W + B$ 。而农户能从金融机构得到的资金低于其可用抵押品的价值 $t \cdot \bar{L}$,表示金融机构针对一定的抵押品所愿意提供的贷款比例。信贷约束如下:

$$K + (R + E_R) L_R \leq W + B \quad B \leq t \cdot \bar{L} \quad (3)$$

根据一阶条件,农户最优单位土地资本密度为:

$$\frac{K^*}{L^*} = \frac{a(R + E_R)}{(1-a)(1+i)} \quad (4)$$

当不面临预算约束时候,农户的最优资本和土地要素需求为:

$$K_i^*(s) = \left(\frac{a}{R + E_R} \right)^{\frac{1-r(1-a)}{1-r}} \left(\frac{1-a}{1+i} \right)^{\frac{r(1-a)}{1-r}} (rp_i)^{\frac{1}{1-r}} A_i S \left[1 + \frac{h(I)}{1+i} \right] \quad (5)$$

$$L_i^*(s) = \left(\frac{a}{R + E_R} \right)^{\frac{ra}{1-r}} \left(\frac{1-a}{1+i} \right)^{\frac{1-ra}{1-r}} (rp_i)^{\frac{1}{1-r}} A_i S \left[1 + \frac{h(I)}{1+i} \right] \quad (6)$$

从(6)式可以看到,随着 $h(I)$ 上升,所有农户都会需要更多的土地。但是土地作为天然禀赋,会受到总量限制 L 代表总的土地禀赋: $\int L_i(s) = L$ 。可知生产率 s 越高的农户会需要更多的资本 K 和土地 L ,土地将在不同生产率农户之间进行流转,低生产率农户流出土地,高生产率农户流入土地。当生产率足够高,土地规模足够大时,农户会进行现代化生产,即 A_i 将上升。面临预算约束时,农户无法达到最优的投入要素水平,但会保持最优的资本土地比。如果土地流转面临较多限制,加上预算约束,可能导致农户无法保持最优资本土地比。

(三) 确权对于投资的影响机制分析

1. 直接机制: 确权降低失地风险

确权后农户失去土地的风险降低为零,因此 $h(I)$ 将提升,由(5)式可知 K^* 将上升: $\frac{\partial K^*}{\partial h(I)} > 0$ 。由于地权稳定性的提升,农户的资本投资将随之增加。这是确权后带来的直接投资激励。

假说 1: 确权通过提高产权稳定性,直接激励农户进行资本投资。

2. 间接机制: 促进土地流转

确权通过降低 E_R 来促进土地流转。 E_R 受到地权稳定性和土地规模的影响,地权稳定性增加

^① 本文关注的是农机投资,是可以移动的资本,并不附着于土地。尽管如此,当土地产权不稳定,无法继续生产,需要转让农机投资,也将有很大的折价损失。为了简化分析,模型中没有考虑这部分残值。

可以降低交易成本, 土地规模越大单位交易成本也越低: $\frac{\partial E_R}{\partial h(I)} < 0$, $\frac{\partial E_R}{\partial L} < 0$ 。从(6)式看到, 高生产率 s 的农户会流入土地, 低生产率 s 的农户将选择流出土地。

$$\frac{\partial L^*}{\partial h(I)} > 0 \quad \frac{\partial L^*}{\partial s} > 0$$

随着规模的提升, 高生产率农户 s 的生产率 A_i 将进一步提升, 从而使得农户所需的最优资本水平 K^* 上升, 这部分农户此时将选择增加投资: $\frac{\partial K^*}{\partial A_i} > 0$ 。随着土地规模增加, 规模生产农户将采用更先进的生产方式, 促进资本深化, μ 提高带来资本密度的进一步提高: $\frac{\partial K^*}{\partial a} > 0$ 。但从(4)式也可以看到, 随着确权带来 E_R 的下降, 也可能导致资本密度的下降。高生产率农户相比资本会使用更多土地。

确权后高生产率农户流入土地, 会促进其农机投资增加。低生产率农户随着农地流出会减少农机投资。针对总量而言, 规模农户会由于采用更先进的生产方式, 增加资本使用密度, 带来总量资本投资增加。土地流转并不是通过交易收益价值来促进资本投资。土地流转让农户规模扩大, 有利于农业资本深化, 促进了农户的资本投资。

假说2: 确权通过降低流转交易成本来促进土地流转, 土地流转带来农户规模扩大促进资本投资。交易成本不能有效下降, 或者土地流转没有有效提高农户规模, 该机制就可能失效。

3. 间接机制: 缓解信贷约束

确权后土地可以作为贷款抵押品, 农户可以从金融机构获得的贷款增加, 即: $\frac{\partial B}{\partial h(I)} > 0$ 。确权还通过提供抵押品降低了金融机构的风险, 从而降低信贷交易成本即: $\frac{\partial E_D}{\partial h(I)} < 0$ 。面临着信贷约束的农户, 其投资的预算约束为: $K^* + (R + E_R) L_R > W$, $K + (R + E_R) L_R \leq W + B$ 。随着贷款额度 B 增加, 受到信贷约束的农户可以做更多投资: $\frac{\partial K^*}{\partial B} > 0$ 。此时:

$$\frac{\partial K^*}{\partial h(I)} = \frac{\partial K^*}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial h(I)} + \frac{\partial K^*}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial E_D} \cdot \frac{\partial E_D}{\partial h(I)} > 0 \quad (7)$$

由于 $\frac{\partial K^*}{\partial B} > 0$, $\frac{\partial B}{\partial h(I)} > 0$, $\frac{\partial B}{\partial E_D} < 0$, $\frac{\partial E_D}{\partial h(I)} < 0$, 因此(7)式大于零, 即土地确权后, 由于信贷约束的缓解, 农户将增加投资。

当农户无法履行贷款偿付时, 土地经营权将被金融机构没收。假设农户无法履约的概率为 q 。金融机构将土地经营权出售得到的补偿为 $p(h(I), L_t)$ ($\frac{\partial p}{\partial h(I)} > 0$, $\frac{\partial p}{\partial L_t} > 0$), 但同时将产生一定的费用 $\phi(h(I), L_t)$ ($\frac{\partial \phi}{\partial h(I)} < 0$, $\frac{\partial \phi}{\partial L_t} < 0$)。则贷款机构的期望收益可以表示为: $\Pi(i + E_D, h(I), L_t) = q(i + E_D)B + (1 - q)(p - \phi)$ 。上式对土地面积 L_t 求偏导得:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L_t} = q(i + E_D) \frac{\partial B}{\partial L_t} + (1 - q) \left(\frac{\partial p}{\partial L_t} - \frac{\partial \phi}{\partial L_t} \right) > 0 \quad \frac{\partial \Pi}{\partial \phi} < 0 \quad (8)$$

在利率和抵押土地承包经营权稳定性给定的情况下, 金融机构能否从土地经营权的出售中获得足额补偿取决于抵押的农地经营权的变现价值。中国农户的小规模经营导致单位农户的土地经营权价值偏低, 同时细碎化的土地、不发达的农地流转市场、缺少农地价值评估的标准还会导致较高的变现费用。尽管确权明确了农地的权利归属, 但目前还不是法律意义的信贷抵押品。出现违

约情况,是否能将抵押的农地经营权顺利变现也存在法律风险。金融机构在这种预期下会做出两种选择,一是继续对农户实施信贷配给,二是要求农户除将土地经营权做抵押品外,还需要提供其他资产进行抵押或者担保,这对于抵押资产本身较少或者没有担保的小农户是不利的。

假说3:确权后的农地成为有效抵押品,确权是缓解农户信贷约束从而促进资本投资的渠道。如果由于法律或配套政策原因,抵押的农地变现成本过大;或由于农地规模过小带来信贷交易成本过高,会导致金融机构无法完全认可农地抵押价值,信贷供给不足,该机制就可能失效。

三、政策背景及数据描述统计

(一) 政策背景

鉴于中国辽阔的国土面积以及土地确权工作的复杂性,新一轮土地承包经营权确权工作是逐步推广的。其首次明确被提出始于2008年中共十七届三中全会所通过的《关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》。随后从2009年开始农业部先后选取8个村和105个县分别推进土地确权试点工作;2014年又选取山东、安徽、四川三省整省开展土地确权工作;2015年则进一步将整省试点拓展至吉林、江苏、河南、湖北、湖南、江西、甘肃、宁夏、贵州9省,其他省份可以根据本省情况以县为单位开展确权工作;截至2016年底,已开展确权工作的县(市、区)达到2545个,其中已确权耕地面积占农户总承包耕地面积的近60%。^①根据农业部2011年发布的《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》,确权试点应当是具有较高的代表性或土地承包管理机构较为健全的地区。而从各地的实践来看,一些地区会选择人地矛盾突出的地域作为首选,而另一部分地区则选择农业发展较好的地域作为试点从而有利于确权工作的顺利推进(程令国等,2016)。

(二) 数据来源及样本筛选

本文所使用的主体数据来源于中山大学社会科学调查中心开展的中国劳动力动态调查(CLDS)数据库。该项目基线调查采用分层四阶段不等概率抽样,在排除西藏自治区、海南和港澳台五地后将剩余的2282个区县作为总体调查样本并进一步抽样,之后的追踪样本则在基线调查的基础上选取。根据研究需要,本文使用2014年和2016年两轮调查所得样本并进行变量处理和样本筛选,最终得到由4506户农户共9012份样本组成的两期平衡面板数据。样本农户分布于27省93市,因此本文使用的农户样本具有较好的全国代表性。变量处理以及样本筛选流程如下:(1)依据数据库中已有变量构造了所需变量并对含有缺失值的变量进行合理补充,例如农户家庭成员人数变量依据该农户各成员编码计数得到;若农户年消费变量缺失,则用其所报告的分项消费额加总补齐;(2)删除城镇地区的样本,仅保留农村地区样本;(3)删除2016年调查中未成功追踪或被轮换掉的样本;(4)删除连续两轮调查报告未承包任何土地且未进行农业生产的农户;(5)删除倾向得分未成功匹配的样本。同时本文还纳入市级地区的经济数据,市级层面的数据全部来源于各市统计年鉴以及市政府网站发布的统计公报。

为了进行事前趋势检验,本文选择将2003—2013年农业部农村固定观察点数据同CLDS数据在市级层面进行匹配,农村固定观察点数据库涵盖31个省份。具体的数据匹配过程如下:(1)确定农户所在市级地区名称并与CLDS数据库中的市级地区进行匹配,^②剔除未成功实现地区匹配的农户。(2)结合农业固定观察点2015年的确权搭载调查,^③进一步确定市级匹配后农户的

① 韩长赋在国新办发布会上就《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》答记者问, http://www.moa.gov.cn/xw/tpxw/201611/t20161104_5350207.htm。

② 固定观察点数据集中并无农户确权变量,本文基于市级地区历年的政府工作报告来确定该地区土地确权工作开展的时间。

③ 2015年搭载调查,是农业部农村经济研究中心对农业部农村固定观察点农户进行搭载问卷调查,包括农户确权信息。

确权时间。^① (3) 筛选并构造与 CLDS 数据相同的农户家庭层面控制变量。最终获得由 879 户农户共 7365 份组成的非平衡面板数据, 其中成功匹配的市级地区有 73 个, 占比接近 80%。

(三) 数据统计描述

农户承包土地是否确权依据数据中的二分变量, 即“是否领取到《土地承包经营权证书》”。我们首先分析了样本农户的土地确权情况: (1) 2014 年的调查中, 领取到证书的样本农户占比为 45.9%, 2016 年这一比例上升至 64.9%; (2) 分地区来看, 2014 年东、中、西部领取到证书的农户占比分别为 43.2%、43.3% 和 52.3%, 而 2016 年这一比例分别为 64.8%、58% 和 71.7%。从全国范围来看, 2014 年实际已经开展土地确权工作的地区远多于农业部选定的试点地区。本文选取农户过去一年在农业生产中所投入的农用拖拉机价值作为农户资本投资的代表变量, 选取该变量主要基于以下两方面的考虑: (1) 农用拖拉机的型号众多、用途广泛, 也是其他小型农用机械最主要的动力来源, 因此是中国农户最主要的农用机械; (2) 农用拖拉机一般保有的年限较长, 因此可以归属为农户的长期资本投资。样本农户的农机投资情况如下: (1) 2014 年样本农户中拥有农用拖拉机的比例为 13.1%, 2016 年这一比例为 13.9%; (2) 分地区来看, 2014 年东中西部样本农户拥有农用拖拉机的比例分别为 14.5%、12.5%、11.8%, 而 2016 年这一比例均有所上升, 其中中部地区的增幅最大达到 1.65%。

本文分别从农户、市以及村庄层面选取相关特征变量加以控制, 变量的选取主要依据理论模型中涉及到的农户特征和其他相关文献(林文生等 2017; 焦娜 2018): (1) 农户层面的控制变量包括农户的家庭规模、耕地面积、居住的房屋是否自有、自有房屋当前的价值、^②年消费水平、非农劳动收入占总收入的比重以及农户当前的借款额; 还包括农户户主的个人特征: 户主年龄、受教育年限以及是否拥有配偶。(2) 村庄层面的变量则包括农户所在村庄的农业用地面积、季节性外出务工劳动力人数、常住劳动力中从事农林牧渔业的比重、“粮食的直补”标准、出租土地的面积、村内是否有农村信用社、村庄的年财政收入以及是否有统一灌溉排水服务; (3) 市级层面的变量则包括“该市第一产业 GDP 占该市 GDP 总量的比重”。表 1 对样本中农户相关特征变量进行了统计描述, 从表中可知, 相对于未确权农户, 确权农户农用拖拉机投入的均值^③显著高于未确权农户。确权农户承包的土地面积均值显著大于未确权农户, 而非农劳动收入占家庭总收入比重的均值则显著小于未确权农户。在地区层面, 确权农户所在村庄农业用地面积的均值以及所在市第一产业 GDP 增加值的均值显著高于未确权农户所在地区的相应值。这意味着确权进程可能存在选择性偏差, 直接的 OLS 估计会出现内生性问题。

表 1 分组样本变量统计描述

变量	变量含义	非确权农户		确权农户	
		均值	标准差	均值	标准差
<i>investment</i>	农机投资(元)*	4988.885	9917.655	6571.390	12803.588
<i>tenure</i>	土地确权	0.000	0.000	0.854	0.353
<i>age</i>	户主年龄	52.990	16.249	52.993	14.828

① 首先将农户固定观察点样本和 CLDS 样本在市级匹配。匹配后的农户样本, 按照搭载农户的村庄确权信息, 进一步明确确权的时间。搭载问卷中涉及的村庄样本, 按照搭载问卷确定确权时间。没有涉及的村庄样本按照 CLDS 的市级确权信息确定确权时间。

② 若农户目前居住及所拥有的其他房屋为继承、自建或购买, 即以当地受访时段内房屋售卖价值进行计算。

③ 由于大量农户的农机投资为 0, 本文的农机投资均值是将均值为零的农户剔除。样本农户农机投资价值的平均值为 6000 元左右, 是由于大部分样本农户所购买的是小型号拖拉机, 其中包括价值不高的手扶式拖拉机, 这些农机投资通常在万元以下。

续表 1

变量	变量含义	非确权农户		确权农户	
		均值	标准差	均值	标准差
<i>edu</i>	户主受教育年限	6.532	3.074	6.708	3.020
<i>marriage</i>	户主是否拥有配偶	0.788	0.409	0.793	0.405
<i>fam_num</i>	家庭人口数	3.089	1.603	3.000	1.521
<i>ln_land</i>	耕地面积(亩)*	4.112	7.757	6.573	8.805
<i>fam_house_own</i>	居住房屋是否自有	0.439	0.496	0.503	0.500
<i>ln_fam_house_val</i>	自有房屋价值(元)*	84562.718	276400.966	76055.944	232315.789
<i>ln_fam_con</i>	年消费额(元)*	34432.243	64368.844	33416.740	94402.562
<i>non_agri_inc_rate</i>	非农劳动收入占比(%)	0.451	0.439	0.397	0.427
<i>ln_fam_bor_quan</i>	家庭借款额(元)*	14903.364	57859.263	15966.903	55694.371
<i>ln_vil_agri_land</i>	农业用地面积(亩)*	4937.090	6287.219	7198.859	13969.538
<i>vil_labor_out</i>	季节性外出务工 劳动力人数	313.014	377.981	310.285	348.568
<i>vil_labor_agri</i>	常住劳动力中从事 农林牧渔业的比重(%)	65.855	33.444	68.596	31.765
<i>dir_sub</i>	粮食直补(元/亩)	98.206	112.443	89.813	69.340
<i>ln_land_out_area</i>	村庄出租土地面积(亩)*	42.742	416.028	77.701	735.388
<i>vil_bank</i>	村内是否有农村信用社	0.150	0.357	0.188	0.391
<i>ln_vil_fis_in</i>	村庄年财政收入(万元)*	57.728	265.404	46.143	181.834
<i>drin_serv</i>	是否有统一灌溉排水服务	0.391	0.488	0.412	0.492
<i>agri_ratio</i>	第一产业 GDP 占 GDP 总量比重(%)*	13.839	8.975	12.337	8.818
观测值		3136		5876	

注:带“*”的变量表示在计量模型中采用对数形式。

四、实证策略

利用土地确权的渐进性特点,可以比较不同时期确权农户和非确权农户投资差异,进行因果分析。但是那些较早开始确权的地区有可能是被“精心挑选”的,地区层面的特征因素会影响确权进程,存在选择性偏误。解决内生性问题,是本文实证结果可靠性的关键。不同于 OLS 方法,双重差分模型(DID)并不要求确权和非确权农户随机分配,但须满足平行趋势。为了解决选择性偏误、让处理组和对照组尽可能满足平行趋势,本文控制了必要的协变量,还通过倾向得分匹配(PSM)对农户进行了匹配。本文将农村固定观察点数据和 CLDS 数据在市级层面进行匹配,进行事前平行趋势检验。通过控制地区固定效应、地区固定效应和时间虚拟变量交叉项的方式,解决地区未观察特征变量的影响。为了保证估计结果的准确性,在双重差分模型的基础上进一步采用工具变量法作为参照。最后本文进行了一系列稳健性检验,保证了估计结果的可信度。

(一) 倾向得分匹配

倾向得分匹配法为已经进行土地确权的农户匹配与之特征相似但尚未确权的农户^①,从而构造一个合理的反事实框架,有效降低选择性偏误对参数估计准确性的影响。本文采用 Imbens (2014) 所建议的迭代比较法选择匹配的协变量: 首先确定一部分基本协变量纳入倾向得分的估计方程,具体到本文则是依据理论模型中涉及的农户层面的特征变量和部分村庄层面的特征变量; 其次,将其他待选协变量分别加入倾向得分估计方程并与基本的估计方程进行似然比检验得到似然比统计量,随后选取最大的似然比统计量并与设定的门槛值进行比较^②,若大于该门槛值则将对应的协变量加入估计方程并重复以上过程。估计倾向得分的二元 logit 模型形式如下:

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 Basic + \beta_2 Other + u_i \quad (9)$$

其中 $p_i = p(X_i) = \Pr(T_i = 1 | X_i)$ 表示样本农户的倾向得分, $Basic$ 包含被纳入的基本协变量,而 $Other$ 表示通过迭代比较筛选纳入的其他协变量。在匹配方法上,本文采用半径为 0.05 的卡尺匹配^③。只有相互匹配成功的样本适合于随后的因果推断,未成功匹配的样本将被剔除。

(二) 双重差分模型

1. 双向固定效应模型

为了进一步控制可能存在的不可观测变量,我们应用固定效应模型。在面板数据基础上,通过加入固定效应,控制不随时变的不可观测变量的影响。其形式为:

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tenure_{it} + \beta_2 Household_{it} + \beta_3 Region_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{模型 I}$$

其中 i 和 t 分别代表个体农户和年份; $Investment_{it}$ 表示农户 t 年农机投资的价值; $Household_{it}$ 和 $Region_{it}$ 分别表示农户、地区层面的控制变量; λ_t 和 μ_i 分别代表时间固定效应和农户的个体固定效应; ε_{it} 是扰动项。本文感兴趣的变量 $Tenure_{it}$ 代表农户是否领取土地承包经营权确权证书,具体来说, $Tenure_{it} = Treat_i \cdot Post_t$, 其中若农户已领取证书则 $Treat_i = 1$, 反之则 $Treat_i = 0$; 若时间是在农户领取土地确权证书之后则 $Post_t = 1$, 而该变量的系数 β_1 即为双重差分估计量,表示土地确权颁证对于农户农机投资的具体影响程度。

2. 事前平行趋势检验

本文使用固定观察点 2004—2013 年的数据进行事前趋势检验^④。借鉴 Moser & Voena (2012) 的做法,方程设为如下形式:

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 TenureArea_i \cdot Year_t + \beta_2 Household_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, $TenureArea_i$ 表示确权地区或非确权地区农户^⑤, $Year_t$ 为年份变量。我们分别估计了 2013 年前确权地区和非确权地区的 β_1 。如图 1 所示,确权地区与未确权地区农户逐年估计系数均非常接近,两组系数的置信区间也基本重合,表明确权地区与未确权地区农户的农机投资并无系统性差异。

① 由于土地确权政策是渐进推广的,本文针对样本逐年进行倾向得分匹配。

② Imbens (2014) 所设定的门槛值为 1,但他认为该门槛值并不一定优于其他值,本文设定的门槛值为 2.71,对应于 z 值为 1.645。

③ 本文同样尝试了其他匹配方法,如近邻匹配和核匹配,匹配效果与卡尺匹配类似。

④ 固定观察点数据中农户特征数据包括农户家庭人口数、年末经营耕地面积、年末拥有房屋价值、家庭全年总支出、年内累计借入金额、非农劳动收入占比,均与 CLDS 数据中农户特征变量相对应。因变量农机投资本文选取农村固定观察点中农户农业机械价值。

⑤ 如果该地区在 2014—2016 年进行确权工作则被视为确权地区,2016 年该地区没有确权则视为非确权地区,删掉了更早作为确权试点的地区。同时对事前趋势检验方程两次回归,第一次回归时 $TenureArea_i = 1$ 表示“确权地区”, $TenureArea_i = 0$ 表示“非确权地区”;第二次回归时则相反, $TenureArea_i = 1$ 表示“非确权地区”, $TenureArea_i = 0$ 表示“确权地区”。

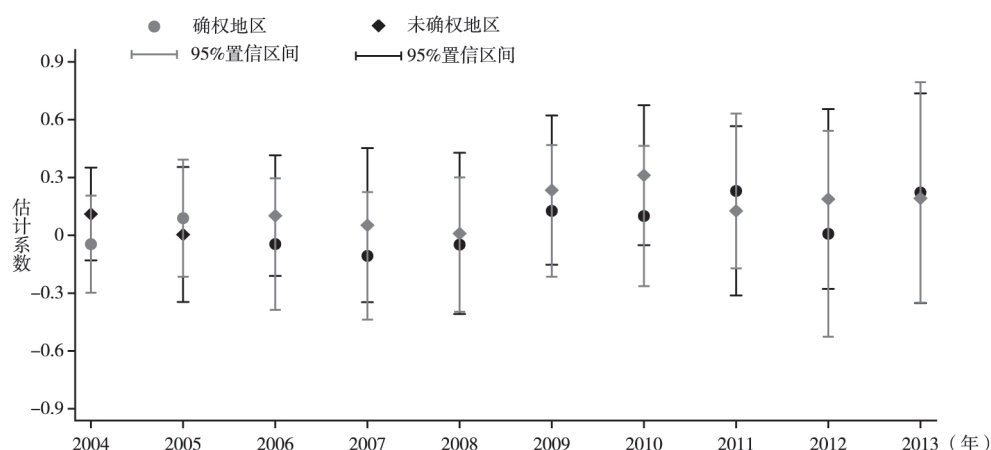


图 1 确权地区与未确权地区农机投资事前趋势验证

3. 控制非平行趋势

本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法, 在模型 I 的基础上加入村庄以及市级特征变量 $Region_{it}$ 与时间趋势项的交互项, 从而排除由这些特征变量的时间趋势导致的差异。同时为了进一步控制确权农户和未确权农户可能存在的非平行趋势, 本文加入了是否进行土地确权与时间趋势 t 的交互项:

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tenure_{it} + \beta_2 Household_{it} + \beta_3 Region_{it} + \beta_4 Treat_i \cdot t + \beta_5 Region_{it} \cdot t + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{模型 II}$$

本文还借鉴 Moser & Voena (2012) 不对具体的地区特征变量加以限制, 而是在模型 I 的基础上加入地区固定效应 $district_i$ 与时间趋势项 t 的交互项:

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tenure_{it} + \beta_2 Household_{it} + \beta_3 Region_{it} + \beta_4 Treat_i \cdot t + \beta_5 District_{it} \cdot t + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{模型 III}$$

4. 工具变量 (IV) 法

本文构造了两类指标作为工具变量。一类是外生的确权政策冲击“所在市是否为确权试点城市”。农户所在的城市成为确权试点, 让农户有更大可能拿到土地确权证书。但城市被选作确权试点, 并不会直接促进某个农户的投资行为。另一类变量反映农户周围地区的土地确权进展情况“地级市其余县域农户的确权比例”, “同省内临近市域①样本农户确权比例”。农户所在省市的土地确权推进得越快, 农户拿到确权证书的可能性就越大。但是省市内其他农户的确权情况 (特别是本县以外的农户) ②并不会直接改变农户的投资行为。本文借鉴 Wong et al. (2017) 的做法, 将第一类工具变量和第二类工具变量的交叉项“所在市是否确权试点* 地级市其余县域农户的确权比例”和“同省临近市域样本农户确权比例”作为两个工具变量进行 2SLS 回归。在模型 I 的基础上应用 2SLS 的方程可表示为:

$$\text{阶段一: } Tenure_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ratio_{it} + \alpha_2 Ratio_A_{it} + \omega_{it}$$

$$\text{阶段二: } Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tenure_{it} + \beta_2 Household_{it} + \beta_3 Region_{it} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{模型 IV}$$

其中 $Ratio_{it}$ 表示“同省临近市域样本农户确权比例”, $Ratio_A_{it}$ 表示“所在市是否确权试点* 地级市其余县域农户的确权比例”。

① 具体来说, 判断标准为距指定县域(区)所在市实地距离最小的市域(区), 实地距离是在谷歌地图上测量得到。

② 本文没有选择“县域(区)内其他 $n_i - 1$ 个样本农户的确权比例”作为工具变量。同一县域其他农户的确权比例可能会影响农户的预期, 本县的一些特征和县域的确权比例相关; 而农户预期和本县特征会影响农户投资。这会导致该工具变量外生性不足。

五、实证结果

(一) PSM-DID 模型结果

表 2 展示了 PSM-DID 模型的结果。^① 列(1)、(2)是基于模型 I 的估计结果,列(1)未加入任何控制变量,列(2)则加入农户、村庄以及市级层面的特征变量。^② 结果显示土地确权后农户农机投资将增加 20.7% 左右。列(3)加入了是否进行土地确权与时间趋势项的交互项,列(4)进一步控制了地区特征变量随时间的变化趋势,模型 II 的估计结果显示土地确权后农户农机投资增加了 23.2%。列(5)控制了省份虚拟变量与时间趋势的交互项,列(6)进一步将省份虚拟变量替换为县域虚拟变量,虽然估计的系数值有所降低但依旧在 10% 的统计水平上显著。模型 I、II、III 的结果都表明土地确权会促进农户农机投资的增加,结果稳健。

表 2 PSM-DID 的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>investment</i>	<i>investment</i>	<i>investment</i>	<i>investment</i>	<i>investment</i>	<i>investment</i>
<i>tenure</i>	0.229** (0.0944)	0.207** (0.0956)	0.288** (0.115)	0.232** (0.112)	0.259** (0.116)	0.192* (0.103)
特征变量		控制	控制	控制	控制	控制
$Treat_i \cdot t$			控制	控制	控制	控制
$Region_{it} \cdot t$				控制		
省份 $District_{it} \cdot t$					控制	
县域 $District_{it} \cdot t$						控制
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9012	9012	9012	9012	9012	9012
调整后 R^2	0.009	0.024	0.025	0.036	0.038	0.075

注: *、**、*** 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 括号内报告了村庄层面的聚类稳健标准误。以下各表同。

(二) 工具变量法和其他稳健性检验结果

基于工具变量的 2SLS 估计结果如表 3 的列(1)、(2)所示,土地确权后农户农机投资增加,估计系数在 5% 的统计水平上显著。两个工具变量通过了不可识别检验、^③过度识别检验、^④以及弱工具变量检验,^⑤工具变量估计是有效的。Hausman 检验认为基准 DID 估计和 2SLS 结果没有显著差异,^⑥说明基准 DID 的内生问题并不严重,进一步证实了模型 I 估计结果的稳健性。

本文在模型 I 的基础上进行了一系列稳健性检验。一是,较早推进整省土地确权的省份相对于其他地区更有代表性,这些地区样本农户的投资行为可能与其他省份有所差别。列(3)结果显示在去除 2014 年最早进行整省土地确权的山东、安徽、四川三省后,土地确权变量的估计系数在

① 受篇幅限制,PSM 逐年匹配的结果并未列出,如有需要可向作者索取。PSM 的结果显示匹配后协变量平衡性有大幅度改善,有效地削弱了样本选择偏差的影响。

② 我们分别估计了控制农户特征变量、农户和村庄特征变量,以及农户、村庄和市级特征变量的 DID 结果,篇幅原因仅列出控制全部特征变量的结果。控制不同特征变量估计的确权投资影响系数差别不大,表明本文的遗漏变量问题并不严重。

③ Kleibergen-Paaprk LM 统计量为 98.021, p 值小于 0.01, 强烈拒绝了工具变量不可识别的原假设。

④ Hansen J 统计量为 1.550, 未拒绝所有工具变量均为外生的原假设。

⑤ Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量 p 值均小于 0.01。

⑥ Hausman 检验的 p 值为 0.937。

5% 的统计水平上显著。二是,农户农机投资的增加可能是同时期其他相关农业政策所导致的。本文检验了同时期的两个政策,分别为农户是否领取到《房屋所有权证》和农户所在村庄“粮食直补”的标准^①。由列(4)、(5)结果可知,两个变量系数的估计值均未发现统计上的显著性。三是,由于本文使用的是平衡面板数据,因此未追踪成功的农户样本以及连续两年未承包土地且未进行农业生产的农户被剔除出数据集,这有可能造成样本选择偏差,因此本文保留了被剔除样本进行分析,由列(6)可知,即使将剔除样本保留,土地确权变量的系数估计值依旧在 10% 的统计水平上显著且与模型 I 的估计值较为接近。四是,本文将农机投资转换为二分变量,即若农户进行了农机投资则设置为 1,否则为 0,而 probit 模型的估计结果表明确权农户进行农机投资的概率将显著提升。

表 3 稳健性检验结果

策略	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	IV 第一阶段	IV 第二阶段	去掉整省	同时期其他政策		保留剔除样本	probit 模型
变量	<i>tenure</i>	<i>investment</i>					
<i>tenure</i>		0. 249 ** (0. 107)	0. 258 ** (0. 118)			0. 181 * (0. 0927)	0. 407 ** (0. 165)
房屋所有权证				0. 139 (0. 0859)			
粮食直补					0. 0129 (0. 0205)		
<i>Ratio_{it}</i>	0. 113 ** (0. 0474)						
<i>Ratio_{it} _A_{it}</i>	0. 167 ** (0. 0703)						
特征变量			控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应			是	是	是	是	是
个体固定效应			是	是	是	是	是
观测值	8938	8938	7316	9012	9012	13937	9012
调整后 R ²		0. 024	0. 024	0. 023	0. 023	0. 019	

本文进行了安慰剂检验:仅保留从未进行土地确权的样本农户,根据原数据中样本农户的确权比例随机生成确权变量。图 2 展示了在模型 I 的基础上重复模拟 1000 次后该变量系数估计值的核密度曲线。由图可知,系数估计值的核密度图与均值为 0 的正态分布几乎重合,同时这 1000 个估计系数的均值和方差分别为 -0.001 和 0.103。这表明对于随机生成的确权农户,并不能发现土地确权对其农机投资的促进作用在统计水平上的显著性,从侧面印证了模型 I 估计结果的稳健性。

① 需要考虑农机补贴政策变化,但无法获得农户层面的农机补贴数据。本文整理了各省份 2012—2016 年农机补贴资金额度,比较了各省份的农机补贴额度的增长率,不同地区的农机补贴增长率在实证研究的确权年份没有明显差异,说明农机补贴政策并不会和确权政策同步产生影响。

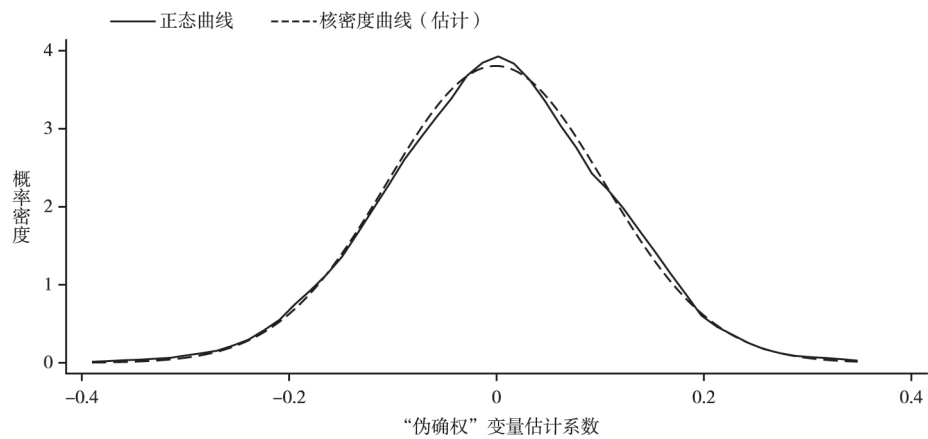


图2 安慰剂检验

注: 图中实线是模拟 1000 次后“伪确权”变量系数估计值的核密度曲线, 虚线为均值为零的正态曲线。

(三) 异质性分析

本文对不同土地规模、不同地区、不同土地生产率的农户进行了异质性分析。^① 由表 4 可知, 土地确权对于中等规模、东部地区和中等生产率水平的农户投资有显著促进作用。我们发现经营规模较大的农户的农机投入分别是中等规模农户和小规模农户的 5.1 倍和 25.3 倍。这可能是由于经营规模较大农户的农机投资存量已经较高, 继续增加农机投入反而不能获得边际上的收益; 而对于小规模农户, 狭小且分散的土地使得农机投资并不能使其生产效率得到较大的提升。东部农户劳动力平均受教育水平显著高于中西部地区农户, 推测东部地区农户更高的受教育水平使得农户更加愿意在农业生产中使用农业机械。本文发现高生产率农户的农业生产成本高于其他两组, 但三组农户的土地规模、单位面积的农机投资类似, 这意味着高生产率农户农机外投入较多。较高的农业生产成本、还未充分进行的土地流转是抑制高土地生产率农户增加农机投资的原因。

表 4 异质性分析估计

分组	承包耕地面积			地区			土地生产率		
	[0, 30%)	[30%, 70%)	[70%, 100%]	东部	中部	西部	[0, 30%)	[30%, 70%)	[70%, 100%]
变量	<i>investment</i>			<i>investment</i>			<i>investment</i>		
<i>tenure</i>	0.135 (0.0951)	0.310** (0.140)	0.170 (0.235)	0.342** (0.167)	0.154 (0.159)	0.0971 (0.158)	0.535 (0.637)	0.760*** (0.228)	0.120 (0.343)
特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_i	是	是	是	是	是	是	是	是	是
μ_i	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1876	4280	2856	3736	2572	2704	1505	1997	1614
调整后 R^2	0.080	0.031	0.054	0.041	0.041	0.041	0.248	0.076	0.149

^① 本文异质性分析所使用的模型为双向固定效应模型, 即模型 I。农户土地生产率用农户当年农业总收入除以耕地面积得到。

六、机制分析

(一) 间接机制的检验: 促进土地流转和信贷约束

本文借鉴 Li et al. (2016) 以及 Maccini & Yang (2009) 的做法进行间接机制的检验。首先将模型 I 的因变量替换为农户流转入土地的面积, 随后将其作为控制变量加入模型 I。假设确权通过增加土地流转促进农机投资, 确权会显著增加“农户流转入土地面积”。如果确权没能显著增加“农户流转入土地面积”, 那么土地流转就肯定不是影响机制。之后再将“农户流转入土地面积”作为控制变量加入到基准的 DID 回归中, 如果确权主要通过土地流转来影响农机投资, 那么相比基准的 DID 回归, 新回归中的土地确权变量会变得不再显著或者显著性明显下降。但值得注意的是, 以上方法可能会受到潜在内生性问题的影响, 所得出的结论更多是具有参考价值 (Maccini & Yang 2009)。表 5 中列 (2) 显示土地确权没有明显促进土地流入。^① 列 (3) 显示将流转入土地面积作为控制变量加入回归方程, 土地确权变量的估计系数并未出现明显变化且依旧在 5% 的统计水平上显著。结果说明土地确权未能通过土地流转促进农户投资增加。列 (4) 加入农户流转入土地与土地确权的交乘项, 交乘项不显著也说明土地确权并未通过土地流转促进投资。列 (5) 显示土地确权对农户获得金融机构贷款有正相关关系, 其估计系数在 10% 的统计水平上显著。但将农户的正规金融机构贷款额作为控制变量加入模型 I 后, 列 (6) 中土地确权变量的估计系数相较于列 (1) 未有太大改变且依旧在 5% 的统计水平上显著, 这说明土地确权通过缓解信贷约束促进农机投资这一机制尚未发挥明显的作用。在加入农户是否获得金融机构贷款与土地确权变量的交乘项后, 列 (7) 的结果仍旧印证了这一结论。

表 5 土地确权对投资的间接机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>investment</i>	流转入土地	<i>investment</i>	<i>investment</i>	是否获得贷款	<i>investment</i>	<i>investment</i>
<i>tenure</i>	0.207** (0.0956)	0.0213 (0.0261)	0.204** (0.0957)	0.196** (0.0960)	0.0156* (0.00883)	0.203** (0.0949)	0.193** (0.0935)
流转入土地面积			0.132* (0.0714)				
土地确权 × 流转入土地面积				0.0606 (0.0927)			
是否获得金融机构贷款						0.263 (0.277)	
土地确权 × 是否获得贷款							0.354 (0.410)
特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	9012	9012	9012	9012	9012	9012	9012
调整后 R ²	0.024	0.011	0.025	0.024	0.074	0.024	0.024

① 本文也考察了村庄层面上, 土地确权是否开展或村庄样本农户确权比例是否会对村庄出租土地的面积产生影响。结果显示这两个指标均未对村庄出租土地的面积产生统计上的显著影响。

(二) 直接机制检验和间接机制失效原因讨论

从(4)式可知对同一生产率农户,经营权稳定也会增加土地使用。如表6的列(1),土地确权后农户土地的抛荒面积降低了5%左右,进一步说明土地确权带来了农户承包经营权稳定性的改善。本文还利用村庄确权开展时间和农户拿到确权证的时间差异来进一步验证机制。一些确权地区的大部分农户拿到了确权证书,少部分农户没有确权证书。这些地区的农户对土地确权有了预期,意味着稳定产权的机制可以发挥作用。但由于没有确权证书,农户无法降低土地流转成本,也无法将土地作为抵押品缓解信贷约束,难以通过间接机制来促进投资。列(2)表明在仅保留大部分农户已确权的地区^①农户样本后,土地确权变量的估计系数不再显著,进一步验证了目前确权是通过直接机制促进投资。本文认为间接机制失效的一个重要原因,是农户土地规模过小导致农地流转和信贷的交易成本偏高。列(3)表明农户承包的耕地面积与农户流转入的土地面积存在正相关关系,列(4)表明村庄户均土地面积与村庄流转的土地面积存在正相关关系,意味着土地规模和土地流转存在正向关系。列(5)显示农户承包的土地面积与其所获得的贷款额之间存在正向关系,但系数值很小。可能的原因是样本农户中能够获得金融机构贷款的农户占比过小,仅为2.8%。绝大部分农户无法获得正规金融机构的贷款亦从侧面表明了目前中国农户所面临的信贷约束依旧严峻。

表6 土地确权对投资的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	土地抛荒面积	<i>investment</i>	农户户均流转入 土地面积	村庄 租出土地	获得金融 机构贷款
<i>tenure</i>	-0.0451 ** (0.0226)	0.618 (0.503)			
农户承包 耕地面积			0.386 *** (0.0773)		0.0128 * (0.00748)
村庄户均 农地面积				0.562 ** (0.273)	
特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	9012	1966	9012	9012	9012
调整后 R ²	0.019	0.094	0.250	0.065	0.076

七、结论及政策建议

本文使用 CLDS 平衡面板数据,应用 PSM-DID 方法实证分析了中国新一轮土地承包经营权确权颁证对农户农机投资的影响。实证结果显示:在领取土地确权证书后,相较于未确权的农户,确权农户的农机投资将提升20%左右。基于 CLDS 数据库和固定观察点数据匹配,验证了事前趋势的一致性。工具变量法和其他一系列稳健性检验证实了估计结果的稳健性。异质性分析表明土地确权对中等土地规模农户、东部地区农户和中等土地生产率水平的投资有更显著的促进作用。机制分析显示当前中国新一轮土地确权主要通过提升土地承包经营权稳定性这一直接机制促进农户投资的增加。确权不能明显促进土地流转从而有效提高农户规模,进而促进农户农机投资。能够

① 若在2014年或2016年某县内样本农户确权比例大于等于60%,即认为该地区大部分农户已确权。

通过金融机构获得贷款的农户依旧占比很小,确权还不能有效缓解农户的信贷约束。农户规模过小、土地细碎化以及一些配套制度的缺失,限制着间接机制发挥作用。

尽管中国已经出台了针对土地流转的相关法律法规^①,但土地流通过程前、中、后期所面临的各类问题尚未有健全的指导。这导致在土地流转的过程中可能出现各类问题,如手续不健全、流转合同不规范或法律效力不足等。同时土地经营权的价格评估没有统一标准、大部分农村没有农地交易平台,这限制了土地流转的开展。农户土地规模小,土地细碎化进一步提高了农地的交易成本。需要继续健全土地流转的法律法规、搭建农地流转交易平台、加快农村土地价值评估市场建设、通过一系列措施降低农地交易成本,促进农地进一步的流转和适度农户规模的形成。土地确权后承包权同经营权相分离使得土地经营权抵押贷款成为可能。但现实情况是由于土地规模小、农业生产的高风险以及难以对农户进行有效监督等原因,使得土地经营权抵押价值衡量难度高、贷款收回难度高,同时农地抵押相关的法律法规并不健全。以上种种原因令基层信贷机构对农户发放抵押贷款并不积极。目前能够获得农地抵押贷款的农户大部分是在此政策推行前曾经通过担保贷款的形式获得过信贷机构贷款,拥有良好的信贷记录的农户(黄惠春,2014)。农地抵押贷款大多采用了“土地经营权抵押+行业协会(合作社)担保”、“土地经营权抵押+担保公司担保”等模式(兰庆高等,2013)。众多小型农户以及没有信贷记录的农户仍面临着较强的信贷约束。确权要充分发挥放松农户信贷约束的作用,需要继续出台一系列的措施。放松法律限制,为土地经营权抵押提供法律保障。培育农地市场,为担保物处置建造便利性通道。建立健全农地抵押贷款风险缓释及补偿机制,如设立政府风险担保基金、发展政府支持的担保公司、利用农村土地产权交易平台提供担保、扩大农业保险险种。在确权背景下,降低土地流转交易成本、扩大农户的正规信贷机会,是进一步促进农户投资的关键。

参考文献

- 程令国、张晔、刘志彪 2016 《农地确权促进了中国农村土地的流转吗》,《管理世界》第 1 期。
- 曹阳、胡继亮 2010 《中国土地家庭承包制度下的农业机械化——基于中国 17 省的调查数据》,《中国农村经济》第 10 期。
- 方师乐、史新杰、高叙文 2020 《非农就业、农机投资和农机服务利用》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。
- 邵亮亮、黄季焜、Scott R.、徐志刚 2011 《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》第 10 期。
- 何凌云、黄季焜 2001 《土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省实证研究》,《中国农村观察》第 5 期。
- 胡新艳、罗必良 2016 《新一轮农地确权与促进流转: 粤赣证据》,《改革》第 4 期。
- 黄惠春 2014 《农村土地承包经营权抵押贷款可得性分析》,《中国农村经济》第 3 期。
- 黄季焜、冀县卿 2012 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》,《管理世界》第 9 期。
- 焦娜 2018 《地权安全性会改变农户投资行为吗》,《农业技术经济》第 9 期。
- 姜美善、米运生 2020 《农地确权对小农户信贷可得性的影响——基于双稳健估计方法的平均处理效应分析》,《中国农业大学学报》第 4 期。
- 兰庆高、惠献波、于丽红、王春平 2013 《农村土地经营权抵押贷款意愿及其影响因素研究》,《农业经济问题》第 7 期。
- 林文声、秦明、王志刚 2017 《农地确权颁证与农户农业投资行为》,《农业技术经济》第 12 期。
- 林万龙、孙翠清 2007 《农业机械私人投资的影响因素: 基于省级层面数据的探讨》,《中国农村经济》第 9 期。
- 柳凌韵、周宏 2017 《正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查》,《农业经济问题》第 9 期。
- 阮荣平、徐一鸣、郑风田 2016 《水域滩涂养殖使用权确权与渔业生产投资》,《中国农村经济》第 5 期。
- 许庆、刘进、钱有飞 2017 《劳动力流动、农地确权与农地流转》,《农业技术经济》第 5 期。
- 姚洋 1998 《农地制度与农业绩效的实证研究》,《中国农村观察》第 6 期。
- 张兵、许国玉 2006 《江苏省农户投资行为与金融支持的实证分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 6 期。

① 如《中华人民共和国农村土地承包法》、《农村土地承包经营权流转管理办法》等。

- 周振、孔祥智 2019 《农业机械化对中国粮食产出的效果评价与政策方向》,《中国软科学》第4期。
- 郑旭媛、徐志刚 2016 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期。
- 朱文清、张莉琴 2019 《新一轮集体林地确权对农户林业长期投入的影响》,《改革》第1期。
- Adu-Baour, F. , T. Daum , and R. Birner , 2019, “Can Small Farms Benefit from Big Companies’ Initiatives to Promote Mechanization in Africa? A Case Study from Zambia” , *Food Policy* , 84 , 133—145.
- Adamopoulos , T. , and D. Restuccia , 2014, “The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences” , *American Economic Review* , 104 (6) , 1667—97.
- Besley , T. J. , 1995, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana” , *Journal of Political Economy* , 103(5) , 903—937.
- Besley , T. J. , B. K. Burchardi , and M. Ghatak , 2012, “Incentives and the De Soto Effect” , *Quarterly Journal of Economics* , 127 (1) , 237—282.
- Boucher , S. , L. B. Barham , and R. M. Carter , 2005, “The Impact of ‘Market-Friendly’ Reforms on Credit and Land Markets in Honduras and Nicaragua” , *World Development* , 33(1) , 107—128.
- Feder , G. , E. Richard , and D. Zilberman. , 1985, “Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey” , *Economic Development and Cultural Change* , 33(2) , 255—298.
- Field , E. , and M. Torero , 2006, “Do Property Titles Increase Credit Access Among the Urban Poor? Evidence from a Nationwide Titling Program” , Working Paper , Department of Economics , Harvard University.
- Guiringer , C. , and R. S. Boucher 2010, “Credit Constraints and Productivity in Peruvian Agriculture” , *Agricultural Economics* , 39 (3) , 295—308.
- Galiani , S. , and E. Schargrodsy , 2010, “Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling” , *Journal of Public Economics* , 94 (9) , 700—729.
- Goldstein , M. , K. Hounghedji , and F. Kondylis , 2018, “Formalization without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment” , *Journal of Development Economics* , 132 , 57—74.
- Imbens , G. W. , 2014, “Matching Methods in Practice: Three Examples” , *Social Science Electronic Publishing* , 50(2) , 373—419.
- Jacoby , H. G. , G. Li , and S. Rozelle , 2002, “Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China” , *American Economic Review* , 92(5) , 1420—1447.
- Jacoby , H. G. , and B. Minten , 2007, “Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-effective? Evidence from Madagascar” , *World Bank Economic Review* , 21(3) , 461—485
- Kemper , N. , R. Klump , and H. Schumacher , 2011, “Representation of Property Rights and Credit Market Outcomes: Evidence from a Land Reform in Vietnam” , Proceedings of the German Development Economics Conference , Berlin , No. 45.
- Li , P. , Y. Lu , and J. Wang 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” , *Journal of Development Economics* , 123 , 18—37.
- Lovo , S. , 2016, “Tenure Insecurity and Investment in Soil Conservation: Evidence from Malawi” , *World Development* , 78 , 219—229.
- Maccini , S. , and D. Yang 2009, “Under the Weather: Health , Schooling , and Economic Consequences of Early-life Rainfall” , *American Economic Review* , 99(3) , 1006—1026.
- Macours , K. , A. de Janvry , and E. Sadoulet , 2010, “Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market” , *European Economic Review* , 54(7) , 880—899.
- Olinto , C. P. , 2008, “Getting Institutions ‘Right’ for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment” , *American Journal of Agricultural Economics* , 85(1) , 173—186.
- Paudel , G. P. , B. D. KC , E. S. Justice , and J. A. McDonald 2019, “Scale-appropriate Mechanization Impacts on Productivity among Smallholders: Evidence from Rice Systems in the Mid-Hills of Nepal” , *Land Use Policy* , 85 , 104—113.
- Place , F. , and E. S. Migot-Adholla , 1998, “The Economic Effects of Land Registration on Smallholder Farms in Kenya: Evidence from Nyeri and Kakamega Districts” , *Land Economics* , 74(3) , 360—373.
- Restuccia , D. , Y. T. Dennis , and D. X. Zhu , 2008, “Agriculture and Aggregate Productivity: A Quantitative Cross-country Analysis” , *Journal of Monetary Economics* , 55 (2) , 234—250.
- Wong , H. L. , Y. Wang , R. Luo , L. Zhang , and S. Rozelle , 2017, “Local Governance and the Quality of Local Infrastructure: Evidence from Village Road Projects in Rural China” , *Journal of Public Economics* , 152(8) , 119—132.

The Impact of Land Titling on Agricultural Investment in Rural China

SUN Linlin^a, YANG Hao^a and ZHENG Haitao^b

(a: School of Public Administration, Beihang University;

b: School of Economics and Management, Beihang University)

Summary: Land rights are commonly considered an important catalyst for agricultural investment. In China, agricultural land is owned by collectives, and farmers own the contracting and managing rights. Sometimes farmers may fear land expropriation, and therefore reduce their investment. In this paper, we examine the link between capital investment in agriculture and land titling, and we do so using household-level data from rural China. We also consider that the 2009 launching of China's progressive reform of land titling provides a quasi-natural experiment for us. We identify the causal impact of land titling on investment by using micro data from the China Labor Force Dynamic Survey (CLDS) database, which gives detailed information on farmers in 31 provinces of China.

This paper introduces several innovations to improve on previous research. 1) We lay out a theoretical model of heterogeneous farmer investment in the presence of land rights, and we derive this model's empirical implications. Our model considers the contribution of secure property rights and the indirect effects that land titling has on investment through promoting land circulation and by relaxing credit constraints. 2) We econometrically evaluate the causal effects of land titling on farmer investment in machinery. To solve the endogeneity problem, we apply the PSM-DID and instrumental variable methods. Various robustness tests ensure the reliability of the empirical results. 3) We test three kinds of influence mechanisms: secure land rights, promotion of land circulation, and relaxation of credit constraints. The reasons for failures of these indirect mechanisms are also discussed.

We use a DID estimator that exploits the exogenous cross-region and cross-year variations in the timings of land titling to assess the causal effect that land titling has on investment. The assumption of a common time trend is essential for establishing the reliability of DID results even without an assumption of random selection. We match information in the Rural Fixed Observation Points database with that found in the CLDS database, and then test the common trend assumption based on the Rural Fixed Observation Points database from before 2013. The results suggest that the common time trend assumption is satisfied.

The paper's major finding is that land titling increases farmers' investments in machinery by 20%. This finding is robust to using different measures of machinery investment, controlling for time-varying regional and household characteristics, controlling for both region and year fixed effects, and controlling for the cross term of region and time trend. This paper selects two instrumental variables: "is it a pilot city the proportion of land titling in another county in the same city" and "the proportion of land titling among sample farmers in a neighboring city of the same province". The results from the two-stage least squares method (2SLS) are close to the benchmark model. A placebo test is used to further demonstrate the robustness of the results.

The heterogeneity analysis shows that land titling has a more significant effect on investment among operators of medium-sized farms, on farmers in eastern provinces, and on farms with medium levels of land productivity. The large-scale farmers have relatively high capital stock, and their marginal returns on capital investment are low. For small-scale farmers, the restricted scope of their operations tends to limit agricultural investment. Farmers in eastern provinces tend to have higher levels of education, which increases their levels of agricultural investment. The high costs of agricultural production and the small scale of operations are the main factors that limit the increase of agricultural investment by high-productivity farmers.

We explore three possible explanations regarding the channels underlying these findings. The empirical results show that protecting the stability of property rights is the main means for improving investment at this time. The measures of relaxing credit constraints and promoting land circulation have not yet played effective roles, perhaps because of the small scale of most farms in China. Further reducing the transaction costs of land circulation and increasing the farmers' formal opportunities for credit are key means of promoting agricultural investment and improving agricultural productivity.

Keywords: Land Titling; Agricultural Investment; Credit Constraint; Land Circulation; Heterogeneous Farmer Model

JEL Classification: Q12, Q15

(责任编辑: 王利娜) (校对: 曹 帅)