

农地确权促进农村共富的效力多大^{*}

詹 鹏 (浙江大学公共管理学院 杭州 310058)

陶彦君 (浙江大学经济学院 杭州 310058)

摘 要: 本文利用浙江大学中国家庭大数据库(Chinese Family Database, CFD),从常住地、人地关系和生产关系的角度,定义了四类农户样本,并使用双重差分模型实证研究农地确权与农户收入的关系。研究发现,农地确权对长期务农家庭的农业经营收入和土地流转租金收入没有显著影响;不过,农地确权会激励土地承包户提高务农概率,从而提高整体上的农业经营收入;他也会促使非农就业家庭将闲置土地转出,从而增加土地租金收入。研究还发现,农地确权对抵押土地贷款的影响不显著,因而很难通过间接途径增加农户收入。本文认为农地细碎化、土地流转的非正规化、农业生产的低机械化以及农户融资难、融资贵等问题,是农地确权增收效力受到限制的主要原因。更加深入的土地制度改革是进一步激发农民增收活力并最终促进农村共同富裕的主要方向。

关键词: 农地确权; 农业经营收入; 土地流转收入

一、引言

2020年,中国共产党十九届五中全会审议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》,明确提出“到2035年‘全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展’”。立足当前现实,城乡差距是我国收入差距的主要特征(罗楚亮等,2021),努力为农村低收入群体创造更多发展机会和增收机会,是优化收入分配结构、实现农村共同富裕的重要路径。回顾中国经济转型的40年历史,农村居民收入增速与农村地区的改革进程密不可分。20世纪80年代初,经济转型在农村地区率先开启,作为农村的第一项改革,家庭联产承包责任制将土地上剩余收益的索取权留给农户(蔡昉等,2000),充分调

动了农户的生产积极性,农户收入和农业生产率快速增长。20世纪80年代中期之后的近20年间,中国工业化和城市化进程加快,但农村地区的经济转型却陷入停滞(李实等,2018)。由于缺乏有效的制度变革,小农经济主导着农业生产,农户收入增长缓慢,城乡收入差距在2009年高达3倍以上(李实等,2012)。2009年以后,在农村劳动力转移和各种惠农政策的影响下,农村居民的工资性收入和转移性收入大幅增长,城乡收入差距在2021年缩小到2.5倍。然而,近年来农村居民的收入增长再次陷入瓶颈,需要新的制度创新激发农村发展的活力(李实,2022)。

在影响农村发展和农民增收的制度因素中,土

^{*} 项目来源:国家自然科学基金专项项目“缩小城乡差距推动共同富裕的机制、路径和政策研究”(编号:72141020),浙江省哲学社会科学规划“高质量发展建设共同富裕示范区”重大招标课题“实现共同富裕过程中优化收入分配结构问题的研究”,浙江大学共享与发展研究院专项课题,浙江三角智慧绿洲创新中心专项课题。陶彦君为本文通讯作者

地产权制度最为重要(刘守英,2018)。随着工业化和城市化进程的加速,我国农户的农业发展方式发生重大改变,传统农地制度的弊端凸显。首先,承包地划归集体所有,意味着集体中的所有成员都平等地享有相同的土地权利(周其仁等,1989),这至少存在三个实际问题。一是村集体的人口增减,迫使大部分地方不得不重新调整和分配土地,频繁的土地调整不利于农户对承包地的长期投资(姚洋,1998)。二是承包地在数量和质量上的平均分配,导致每个农户分配到的承包地细碎分散(许庆等,2007),既无法形成规模经济,也难以推广机械化大生产(宋志红,2017)。三是“按人分配”的原则未考虑农户人力资本的差异,导致农户整体的农业生产效率低下。其次,在城市化浪潮的冲击下,大量农村剩余劳动力进城务工,由于担心失去土地承包权,这部分群体通常将土地经营权留给家中的老人,或将土地无偿托付给亲戚、朋友耕种,阻碍了土地进入正规化的流转市场。最后,承包地的产权设置存在权能残缺(刘守英,2018),承包地的抵押价值未得到充分利用,农户在农业生产经营过程中普遍面临着较强的融资约束(李锐等,2004)。

在上述背景下,我国政府从土地产权改革入手,采取了一系列措施以解决农户生产预期不稳和激励不足的问题。其中的一个重要举措就是建立土地承包经营权的登记制度(即农地确权)。与以往的确权项目相比,本轮确权通过聘请专业测绘公司保证承包地的四至清晰、面积准确,通过为农户颁发证书和电子化归档使得农地产权的主体更加明确(杨广亮等,2022)。鉴于我国农村改革的长期性和复杂性,新一轮农地确权遵从循序渐进和因地制宜的原则,从2009年开始以村、乡镇为试点开展工作,随后在整省乃至全国范围内推广。截至2020年12月,我国农地确权的范围已经覆盖2838个县(市、区)的55万多个行政村。确权承包地面积达15亿亩,确权农户达2亿户。新一轮农地确权项目从正式提出到全面落实已经历了十余年,其中一个重要问题是,农地确权是否发挥了农户增收的效力?

较少文献直接回应以上问题,并且已有文献对相关问题的回答也存在不一样的观点。从国际经

验来看,许多发展中国家把农地确权登记作为发展经济的重要手段(Besley,1995),以此来提升农户的农业产出或农业收入(Feder等,1988)。例如,Newman等(2015)研究发现,越南的农地确权项目可以使农户的粮食产出显著提高4%以上。Goldstein等(2018)利用贝宁(非洲西部)的一项随机对照试验(RCT)发现,农地确权可以将农户对土地的长期投资提高23%~43%。Adamie(2021)的研究表明,埃塞尔比亚的农地确权项目可以激励农户接受农业干预,这些干预措施可以提高农户的农业生产效率和土地的可持续利用。但是,也有部分学者指出发展中国家自上而下的农地确权改革(Easterly,2008),不一定能发挥出预期的作用。在土地投资回报受限、土地抵押贷款市场不成熟等情况下(Heltberg,2002),农地确权并不能显著提高农户的投资、土地流转和农业产出(Jacoby等,2007)。

从中国的经验来看,随着新一轮农地确权项目的开展,研究确权效果的实证论文不断涌现。相关文献的研究视角涉及农业生产效率(Gao等,2021;林文声等,2017)、农业投资(孙琳琳等,2020)、土地流转(杨光亮等,2022)、耕地保护和农户收入(宁静等,2018;李江一等,2021)等方面。总体上,大部分研究均发现了农地确权项目对农户福利有显著的积极影响。表1对部分代表性文献中使用的回归变量、数据来源、实证方法和回归系数进行了总结。然而,也有部分学者对农地确权效果的显著性提出了质疑。罗必良等(2020)认为中国的农地确权项目可能是一个“被过高预期的政策”,其利用中国2006—2016年的省际面板数据进行研究,并未发现农地确能对土地流转或农业专业化分工产生显著的影响。杨广亮等(2022)的研究虽然表明农地确权可以促进土地流出,但尚未发现确权有利于土地规模化经营的证据。柯炼等(2019)认为中国的土地流转市场尚处于初级阶段,土地流转政策难以通过提升农业生产效率、促进非农就业等渠道显著提高农民的收入水平。姚志等(2022)基于实地调查和文献梳理,认为农地确权对土地流转、规模经营和地力保护等方面的影响可能远没有想象中的明显。

表 1 发现农地确权有积极影响的代表性文献

| 研究视角 | 被解释变量 | 回归系数 | 实证方法 | 数据来源 | 参考文献 |
|------|-------------------|------------------|----------|-----------------------|------------|
| 生产效率 | 农户单位农地的粮食产量(公斤/亩) | 16.567** | 面板固定效应模型 | 2015年、2017年浙江大学CFD数据 | 高叙文等(2021) |
| 农业投资 | 农用拖拉机价值(元)* | 0.232** | PSM-DID | 2014年、2016年中山大学CLDS数据 | 孙琳琳等(2020) |
| 土地流转 | 转出土地面积是否转出土地(亩)* | 0.103* 0.186* | DID模型 | 2013—2019年西南财大CHFS数据 | 杨广亮等(2022) |
| | 家庭土地财产收入(元)* | 0.343*** | | 2017年建档立卡贫困户调查数据 | 宁静等(2018) |
| 农户收入 | 家庭工资性收入(元)* | 1.103*** | OLS回归 | 2013年、2015年西南财大CHFS数据 | 李江一等(2021) |
| | 家庭种养殖收入(元)* | -0.495*** | | | |
| | 农业纯收入(元)* | 0.291** | | | |
| | 务工收入(元)* | 0.396** | | | |
| | 土地租金收入(元)* | 0.146* | DID模型 | | |

注:带*号的被解释变量表示在回归中取对数。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同

综上所述,尽管部分文献发现了农地确权有显著的积极影响,但是“农地确权是否真的促进了农户增收”这个基本问题尚未得到一致的结论。根据农户的收入来源,本文将重点考察农地确权与农户的农业经营收入、土地流转收入的关系。与现有的文献相比,本文从常住地、人地关系和生产关系等多个角度对农户的概念进行明晰,并划分出了四类农户样本。对前两类农户样本进行回归,本文得到了与部分现有文献(孙琳琳等,2020;李江一等,

2021;杨广亮等,2022)相似的结论。但是,通过对后两类农户样本进行回归研究,本文发现农地确权的增产增收效力有限。本文从农地细碎化、土地流转非正规化、农户融资困难等角度,对确权增收效力受到限制的原因进行了讨论。基于上述结论,本文认为农地确权是促进农户增收的必要条件,但并不是充分条件。激发农村发展和农民增收的活力,还需要更加深入完善的土地制度改革。

二、农地确权可能带来增收的理论机制

从收入来源看,农户收入可以划分为工资性收入、非农经营收入、农业经营收入、财产性收入和转移性收入五个部分(李实等,2018)。农地确权对农户的前四类收入均可能带来积极的影响。根据Besley(1995)提出的理论框架,农地确权可以通过三个渠道影响农户收入:一是降低交易费用,促进土地流转;二是强化地权稳定性,促进农业投资;三是为农户的生产经营活动提供合格的贷款抵押物。

首先,明晰的产权是土地自由流转的必要条件(Besley等,2009)。一方面,农地确权通过聘请专业测绘公司保证农户承包地的四至清晰、面积准确,缓解了土地流转双方的信息不对称问题,降低了农户对流转土地定价的沟通成本;另一方面,农地确权通过向土地承包户颁发具有法律效力的确权证书,增加了土地产权稳定性,降低了土地流出方失去土地权利的风险(杨广亮等,2022)。对于土地流出户来说,土地流转可以增加农户的土地租

金收入,同时为农户从事非农就业创造了条件;对于土地流入户来说,土地流转增加了农业经营规模,既有利于形成规模经济,又有利于机械化生产。但是,也有学者指出,中国农村仍然是一个以人情为主要纽带的社会,与约定俗成的非正规制度相比,正规化的确权在土地流转中不一定能发挥出更好的作用(贺雪峰,2015;郑淋议,2021)。罗必良(2014)认为中国的土地流转市场并不是一个传统的要素市场,而是一个包含了地缘、人情、亲情等关系在内的特殊市场。农地确权后,仍然有很多小农户选择以非正规的方式将土地无偿流转给亲朋好友,造成农地流转价格偏离(姚志等,2022)。吕沛璐等(2022)发现转出农地后,农户的农业经营收入和农地租金收入之和显著下降,表明当前农户土地流转获得的租金收入普遍低于农户自己耕种的经营收入。因此,在“以人情换租金”普遍存在的中国农村,农地确权是否可以通过土地流转提升农

户收入,尚需要进一步检验。

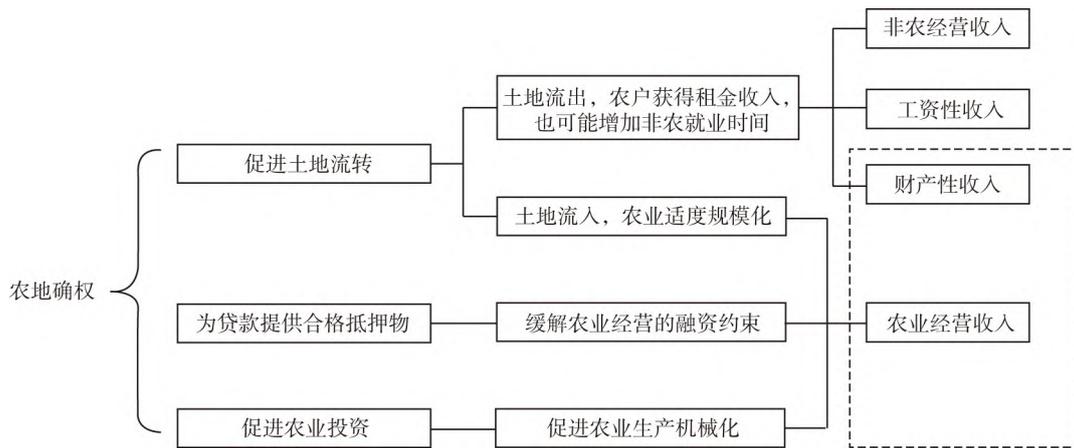


图1 农地确权可能带来增收的理论机制

其次,农地确权有利于强化地权稳定性,激励农户扩大农业投入,尤其是扩大机械化投入(孙琳琳等,2020)。20世纪60年代以来,发达国家相继实现了农业机械化,进而实现了农业现代化(杨敏丽等,2005)。在中国,随着城镇化和土地集约化的推进,农作物耕种收综合机械化水平从2004年的36%增长到2020年的71%。但是与发达国家相比,我国的农业机械化发展还存在机械保有量低、机械装备结构不均衡、机械技术含量低等问题(白学峰等,2017)。根据现有文献,农地确权颁证可能会对农户机械投资产生影响。一方面,如果农地确权可以促进土地流转和规模经营,将有利于农业机械化水平的提高。另一方面,农地确权可以通过稳定地权和提高农户预期,来促进农户的机械投资。研究农地确权对机械投资影响的一篇代表性文献来自孙琳琳等(2020),其利用PSM-DID方法,发现农地确权后农户的拖拉机投入显著提升了20%以上。与孙琳琳等(2020)使用拖拉机价值作为代理变量不同,本文在回归中将考察农户所有的农用机械价值,不仅丰富了农户机械投资的内涵,而且一定程度上避免了被解释变量存在过多0值的问题。

最后,农地确权让农户有条件将土地用于抵押贷款,获得更多融资途径,进而促进农业经营活动,增加农业经营收入。农地确权的一个重要作用在

于实现土地所有权、承包权和经营权的“三权分置”,为土地经营权抵押贷款创造有利条件(姚志等,2022)。在中国,信贷市场长期存在着正规和非正规部门共存的二元结构(林毅夫等,2005)。由于缺乏优质的抵押品,加上农村生产经营活动本身具有高风险、低流动性等特点,我国大部分农村家庭都面临着较大的正规信贷约束。中国农户取得信贷的主要途径仍是民间借款(李锐等,2004)。尽管从理论上讲,农地确权通过产权明晰化、证书化的处理,使得农地经营权成为优质的贷款抵押物成为可能。但是,在许多国家的实践经验中,并没有发现农地确权提高农户信贷可得性的充足证据(Ali等,2014; Galiani等,2010; Do等,2008; Field等,2011; Boucher等,2005)。因此,在信贷二元结构长期存在的中国农村,农地确权是否可以缓解农户的正规信贷约束,从而提高农户的农业经营收入,值得进一步讨论。

已有文献对解释农地确权与农户收入的关系提供了很好的理论基础,很可惜最终是否一定带来增收,并没有得到确定性判断。本文希望利用浙江大学的CFD数据对其中的细节问题进行探究。由于本文的研究对象聚焦于居住在农村地区的居民,对于外出赚取非农收入的样本未得到很好的覆盖,本文将重点讨论农地确权与农户的农业经营收入、土地流转收入的关系。

三、数据来源、农户定义与模型设定

(一) 数据来源

本文的研究数据来自浙江大学中国家庭大数据库(Chinese Family Database, CFD)。数据库包含2011—2019年5轮的中国农村家庭追踪调查数据和中国农村社区调查数据。该数据库由浙江大学与西南财经大学共建,采用分层、三阶段与规模度量成比例(PPS)的方式进行抽样。2019年共访问家庭样本20815份,样本覆盖全国29个省份的1303个社区,其中农村社区占比为54.57%。为研究农地确权对农户增产增收的影响,本文采用2017年和2019年的调查数据进行回归*。需要注意的是,每轮CFD调查都是询问前一年的经济活动,因而2017年和2019年数据对应的结果分别发生于2016年和2018年。

(二) 农户样本的定义

要回答本文提出的关键问题,首先需要对农户的基本概念进行界定。从常住地或户籍的角度来看,农户可以泛指居住在农村地区或拥有农业户籍的家庭。从人地关系的角度来看,农户是土地权利的拥有者(刘守英,2018),农户可以界定为拥有农村土地承包经营权的家庭。从生产关系的角度来看,农户是进行农业生产和利润分配决策的基本单元(刘守英,2018),农户可以界定为从事农业生产经营(即务农)的家庭。在以往研究农地确权效果的实证论文中,少有文献对农户的概念进行明晰。尽管一部分文献介绍了回归样本的筛选过程,但通常仅从单一的角度划分农户样本。例如,杨广亮等(2022)在研究农地确权对土地流转的影响时,将回归样本限定在“户籍在本区县,并承包耕地的家庭”。郑淋议等(2020)在研究农地确权对农户创业的影响时,将研究对象限定在“16~64岁的农村居民”。孙琳琳等(2020)在研究农地确权对农户投资的影响时,“删除了城镇样本,并删除了连续两轮调查报告均未承包任何土地并且未务农的样本”。李江一等(2021)考察农地确权对农户收入的影响时,剔除了没有农用土地和非农户籍的家庭。

为考察样本选择对回归带来的影响,本文从常住地、人地关系和生产关系的角度出发,采用了4种划分农户的方式。并且,后一种农户划分方式为前一种方式的子集(见图2)。第一种划分方式是将居住在农村地区的家庭均视为农户,可以得到由6674户农户13348份样本组成的两期平衡面板数据(样本1)。第二种划分方式同孙琳琳等(2020)一致,将居住在农村地区,且在任意调查年份务农或承包土地的家庭视为农户。可以得到6296户农户共12592份样本(样本2)。考虑到样本的自选择问题,第三种方式将农户限定在所有调查年份都承包土地的农村家庭,第四种方式将农户限定在所有调查年份都承包土地且都务农的家庭。最后两种划分方式分别得到农户4366户和3417户,与之对应的两期平衡面板数据样本量为8732份(样本3)和6834份(样本4)。

(三) 模型设定

作为一种常见的政策评估工具,双重差分模型(Differences-in-Differences)近年来备受国内外学者的青睐。通过对比处理组与对照组在政策实施前后变化的差距 $(\bar{y}_{treat}^{post} - \bar{y}_{treat}^{pre}) - (\bar{y}_{control}^{post} - \bar{y}_{control}^{pre})$, DID模型有利于缓解传统回归中的内生性问题。标准的DID模型考察的政策一般仅存在一个冲击时点。然而,与我国的农地确权项目类似,现实中的许多政策都具有从试点地区逐步向全国推广的改革特点。此时,采用渐进性的DID模型(又称多期DID模型)进行回归更为合适。Andrew(2018)通过数学推导发现多期DID的估计量是任意两期传统DID估计量的加权平均。就本文的研究而言,具体的回归方程如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tenure_{it} + \beta \sum C_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 代表农户*i*在时期*t*内的农业生产变量或土地流转变量。农业生产变量如下:(1)农业总产值对数,农业总产值是指农户一整年产出农产品的市场价值,包括在市场上销售的部分和自己消费的

* 更理想的情况是采用2015年、2017年和2019年3年的追踪数据进行研究,但在2015年的数据库中农户层面的农业产值、农业毛收入、农业总成本等变量的缺失值比重达到近50%,因此本文仅选择2017年和2019年的数据进行回归

部分; (2) 农业经营净收入对数^{*}; (3) 农业经营净收入^{**}; (4) 是否从事农业生产经营, 即是否务农; (5) 务农时间, 即农忙期间家庭成员平均每人工作的天数; (6) 农户自家耕种的土地面积; (7) 农用机

械租赁费用对数; (8) 是否通过抵押农地获得贷款。土地流转变量如下: (1) 农户承包的耕地是否转出; (2) 农户是否转入耕地; (3) 农户转出耕地面积的对数; (4) 农户转出耕地获得租金的对数。

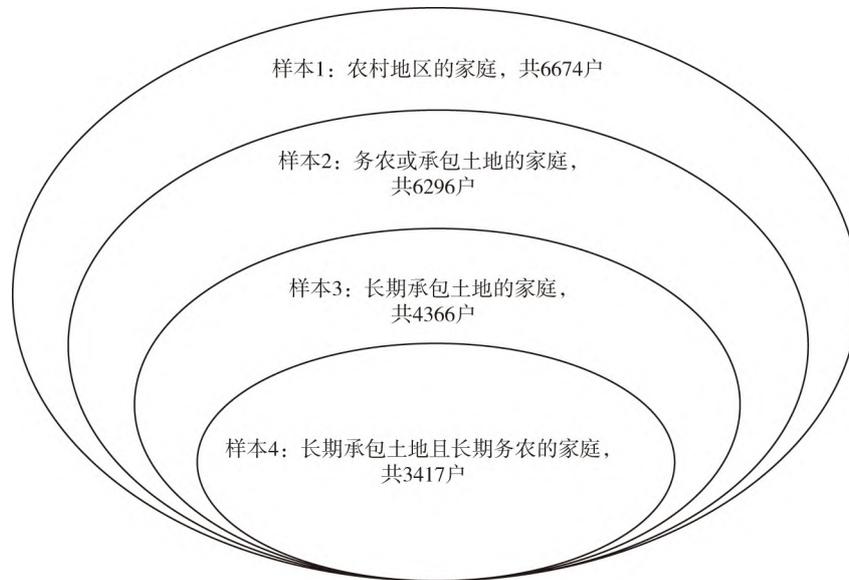


图2 四类农户样本定义的包含关系

需要注意的是, 在考察农业生产经营和土地流转等方面时, CFD 数据库询问的是调查年份前一年的情况。因此, 在进行面板数据回归时, 本文实际关注的年份是 2016 年和 2018 年。模型 I 中的 $Tenure_{it}$ 是核心解释变量, 代表农户 i 在 t 期是否已经获得“耕地承包经营权证书”, 相当于传统 DID 模型中的交互项 $treat \times post$ 。最关系的系数是 β_1 , 它衡量的是农地确权项目对农户增产增收的影响效果。 ΣC_{it} 包括户主、家庭和社区层面的控制变量, 根据现有的研究文献(陈传波等 2001; 高梦滔等 2006; 陈斌开等 2020; 尹志超等 2020), 户主的特征变量包括户主年龄及年龄的平方和户主受教育年限。家庭层面的变量包括家庭人数、16 岁及以下人口占比、60 岁及以上人口占比、家庭总收入、家庭总资产和家庭耕地面积。社区层面的变量包括农户所在行政村的人口和行政村的农业大户数量。 δ_t 和 γ_i 分别控制时间和农户层面的固定效

应, ε_{it} 为扰动项。

表 2 展示了农户样本 1 中核心解释变量、被解释变量与控制变量的描述性统计。由于篇幅限制, 样本 2~样本 4 的描述性统计可向作者索要。表 1 将样本 1 中的农户划分为以下类型: 第一种类型是在两个调查年份均没有获得农地确权证书的家庭, 这类家庭占样本 1 的 28.1%; 第二种类型是在 2016 年没有获得确权证书, 但在 2018 年前获得确权证书的家庭, 这类家庭占样本 1 的 23.3%; 第三种类型是在 2016 年前就已经获得确权证书的家庭, 这类家庭占样本 1 的 48.6%。根据表 1, 从 2016—2018 年, 一直未确权的家庭和两个调查年份都确权的家庭, 其务农比例、农业总产值均值、农业生产经营净收入均值等都呈现出下降的趋势。而对于 2016 年以前未确权但在 2018 年以前获得确权证书的农户来说, 其从事农业生产经营的比例从 2016 年的 73.2% 上升到 2018 年的 74.4%。农业

* 考虑到农产品的自产自消部分, 农业经营净收入等于农业总产值减去农业总成本

** 农业经营净收入存在一部分负值, 对农业净收入取对数会使得这部分数值缺失, 因此本文对农业净收入和农业净收入对数都分别进行回归

总产值均值从 2016 年的 11494 元上升到 2018 年的 12099 元, 农业生产经营净收入均值从 2016 年的 6406 元上升到 2018 年的 6921 元。从土地流转变量来看, 所有农村家庭转出耕地的比例从 2016 年的 14.7% 上升到 2018 年的 17.9%, 转入耕地的

比例从 2016 年的 10.8% 下降到 2018 年的 8.8%。所有家庭转出耕地的平均面积为 0.968 亩, 转出耕地获得的年租金平均为 310 元; 转出家庭的平均转出面积为 5.946 亩, 转出耕地获得的年租金平均为 1903 元。

表 2 变量的描述性统计(农户样本 1)

| 变量 | 一直未确权 | | 2016 未确权 2018 已确权 | | 2016 年已经确权 | |
|-----------------------|------------|------------|-------------------|------------|------------|------------|
| | 2016 年 | 2018 年 | 2016 年 | 2018 年 | 2016 年 | 2018 年 |
| 核心解释变量 | | | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 农业生产经营相关的被解释变量 | | | | | | |
| 农业总产值(元)* | 9936.000 | 9626.000 | 11494.000 | 12099.000 | 13303.000 | 12414.000 |
| 农业生产经营净收入(元)* | 5837.000 | 5516.000 | 6406.000 | 6921.000 | 7745.000 | 7261.000 |
| 是否务农 | 0.593 | 0.547 | 0.732 | 0.744 | 0.863 | 0.777 |
| 务农时间(天) | 32.850 | 42.540 | 39.790 | 49.590 | 51.150 | 56.730 |
| 自家耕种的土地面积(亩) | 4.315 | 4.139 | 7.353 | 7.356 | 10.170 | 7.467 |
| 农用机械租赁费用(元)* | 366.500 | 306.400 | 442.900 | 500.500 | 507.700 | 510.500 |
| 农用机械价值(元)* | 1585.000 | 3152.000 | 3049.000 | 3749.000 | 5465.000 | 3456.000 |
| 是否通过农地抵押获得贷款 | 0.003 | 0.001 | 0.004 | 0.002 | 0.003 | 0.001 |
| 土地流转相关的被解释变量 | | | | | | |
| 耕地是否转出 | 0.092 | 0.113 | 0.118 | 0.264 | 0.192 | 0.175 |
| 耕地是否转入 | 0.070 | 0.061 | 0.102 | 0.088 | 0.133 | 0.104 |
| 转出的耕地面积(亩)* | 0.445 | 0.730 | 0.531 | 1.329 | 1.500 | 0.911 |
| 转出耕地获得的租金(元)* | 137.800 | 243.100 | 194.100 | 617.200 | 328.300 | 336.900 |
| 控制变量 | | | | | | |
| 家庭人数 | 3.464 | 3.301 | 3.528 | 3.370 | 3.560 | 3.364 |
| 16岁及以下的人口占比 | 0.123 | 0.111 | 0.112 | 0.102 | 0.104 | 0.0941 |
| 60岁及以上的人口占比 | 0.382 | 0.429 | 0.383 | 0.413 | 0.365 | 0.409 |
| 家庭总收入(元)* | 48244.000 | 50366.000 | 43485.000 | 51739.000 | 44838.000 | 52433.000 |
| 家庭总资产(元)* | 406012.000 | 493042.000 | 303234.000 | 395596.000 | 316333.000 | 366648.000 |
| 家庭承包的土地面积(亩) | 4.315 | 4.139 | 6.254 | 7.356 | 9.261 | 7.467 |
| 户主年龄(年) | 56.980 | 58.960 | 57.200 | 58.620 | 57.090 | 58.530 |
| 户主受教育年数(年) | 6.684 | 6.740 | 7.071 | 7.283 | 7.076 | 7.203 |
| 所在行政村农业大户数量 | 8.093 | 11.740 | 6.173 | 5.689 | 5.440 | 4.562 |
| 所在行政村人口 | 1829.000 | 1800.000 | 1862.000 | 1794.000 | 1831.000 | 1716.000 |
| 观测值 | 1876 | 1876 | 1554 | 1554 | 3244 | 3244 |

四、农地确权是否可以提高农户的农业产值和农业收入

本部分考察农地确权对农户农业生产经营的影响。具体来说,本文考察农业生产经营的三个方

面。第一个方面涉及农业生产经营的结果,包括农业总产值和农业净收入。第二个方面涉及农户的农业投入,包括农户是否务农、务农时间、耕种的土地面积和投入的机械价值。第三个方面涉及农户是否通过农地抵押获得农业贷款。表3报告了四类样本的分别估计结果,据此可以得到如下发现。

表3 农地确权对农业生产的影响(农户样本1、样本2、样本3和样本4)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | 农业总产值对数 | 农业净收入对数 | 农业净收入 | 是否务农 | 务农天数 | 耕种的土地面积 | 租赁机械费用对数 | 是否抵押农地贷款 |
| 农户样本1的回归结果 | | | | | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.615*** (0.113) | 0.579*** (0.120) | 576.706 (507.970) | 0.075*** (0.014) | 1.962 (2.819) | 1.302* (0.704) | 0.256** (0.108) | -0.000 (0.002) |
| 观测值 | 13348 | 11660 | 13348 | 13348 | 13143 | 13348 | 13348 | 13348 |
| R ² | 0.064 | 0.074 | 0.062 | 0.043 | 0.015 | 0.038 | 0.013 | 0.011 |
| 农户样本2的回归结果 | | | | | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.656*** (0.115) | 0.622*** (0.123) | 562.314 (525.504) | 0.080*** (0.014) | 1.560 (2.846) | 1.394* (0.734) | 0.275** (0.110) | -0.000 (0.002) |
| 观测值 | 12592 | 10904 | 12592 | 12592 | 12592 | 12592 | 12592 | 12592 |
| R ² | 0.071 | 0.086 | 0.069 | 0.047 | 0.013 | 0.039 | 0.014 | 0.012 |
| 农户样本3的回归结果 | | | | | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.355*** (0.126) | 0.222 (0.137) | 825.988 (686.106) | 0.043*** (0.014) | 0.525 (3.671) | 0.140 (1.054) | 0.311** (0.142) | 0.011 (0.035) |
| 观测值 | 8732 | 7552 | 8732 | 8732 | 8732 | 8732 | 8732 | 8732 |
| R ² | 0.066 | 0.081 | 0.088 | 0.042 | 0.011 | 0.031 | 0.014 | 0.022 |
| 农户样本4的回归结果 | | | | | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.087 (0.057) | -0.066 (0.076) | 1063.966 (838.027) | - - | -3.932 (4.476) | 1.612 (1.322) | 0.236 (0.158) | 0.000 (0.003) |
| 观测值 | 6834 | 5791 | 6834 | - | 6834 | 6834 | 6834 | 6834 |
| R ² | 0.119 | 0.143 | 0.109 | - | 0.012 | 0.139 | 0.012 | 0.034 |

注:报告村庄层面上聚类稳健的标准误。本表的回归模型均加入控制变量、双向固定效应、地区一年固定效应。下同

第一,对于长期承包土地且长期务农的家庭,农地确权没有显著增加农业产值、农业净收入,也没有显著增加农业投入。表3中样本4的所有结果在统计上都不显著,表明在统计上不能认为农地确权有助于长期承包土地且长期务农家庭的农业增收。已有文献大多数中采用样本1或样本2进行估算(孙琳琳等,2020;郑淋议等,2020),得到了农地确权的显著结果。没有文献将样本对象聚焦到那些长期务农的家庭,本文从实证角度印证了罗必良等(2020)关于农地确权可能不会产生显著增收效果的观点。

第二,农地确权可以通过激励土地承包户务农

来提高农户的农业产值和农业收入。样本3的结果中,(1)列(被解释变量为“农业总产值”)和(4)列(被解释变量为“是否务农”)的系数估计值显著为正,(2)列(被解释变量为“农业净收入”)的系数估计值在统计上非常接近显著(系数估计值为22.2%,P值为0.105)。根据样本4,农地确权对于长期务农家庭的农业产值和农业收入是没有显著影响的,那么样本3中的显著结果主要来自对非长期务农家庭的影响,并且影响方式是促使长期承包土地家庭增加务农概率。

值得注意的是,样本1和样本2中(1)列和(2)列在统计上也是显著的。这两类样本的定义

方式也与许多已有文献相近。不过,本文认为这里得到的结果不能反映“农地确权”的因果分析结果,更可能是相关关系。在样本 1 和样本 2 中,务农和承包土地可能是农户获得土地承包经营权证书的原因而非结果。本文关于样本 3 和样本 4 的推断结果应该更能反映“农地确权”对农业生产和农业收入的因果关系。

第三,“农地确权”对农业生产投入的影响与对农业产值和农业收入的影响相似,即在样本 4 (长期承包土地且长期务农的家庭)不显著,在样本 1、样本 2 和样本 3 显著。逻辑上而言,农地确权有可能通过提高农业投入从而增加农业产值和收入。这里包含两个环节,即农地确权影响农业投入,农业投入影响农业产值和收入。此处的结果表明两个方面,一是农地确权并没有改变长期务农家

庭的农业投入;二是农地确权通过增加长期承包土地家庭的务农概率,会伴随着增加农业生产投入。这表明,农地确权对农业生产方式的现代化还没有产生显著的积极影响,那么更不能指望它可以显著提高农业生产率和增加农业收入了。从政策导向来说,进一步提高农业收入,在农地确权之外,还需要加大农业现代化的政策支持和引导力度。

第四,农地确权对农地抵押贷款没有显著影响。许多文献认为,农地确权可能会增加农户借助土地获得抵押贷款的可能性,从而增加融资、促进农业生产经营。本文四个样本的结果都没有发现农地确权会促使农户增加抵押农地贷款的概率。那么,从缓解农户资金约束角度看,在农地确权基础上,还需要进一步优化农村地区的贷款政策体系。仅依赖于农地确权还不足以缓解农户的融资约束。

五、农地确权是否可以提高农户的土地流转收入

本部分考察农地确权对农户土地流转收入的影响,关注的主要问题是,农地确权对农户土地流转行为的影响,进而对土地流转相关的租金收入

(财产性收入的一部分)的影响。表 4 报告了基于四组样本的估计结果,可得到如下发现。

表 4 农地确权对土地流转的影响(农户样本 2、样本 3 和样本 4)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------------------|-------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | 土地是否流出 | 土地是否流入 | 流出土地租金对数 | 流出土地面积对数 |
| 农户样本 1 的回归结果 | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.146 ^{***} (0.016) | 0.007 (0.011) | 0.207 ^{***} (0.028) | 0.761 ^{***} (0.111) |
| 观测值 | 13348 | 13348 | 13348 | 13348 |
| R ² | 0.033 | 0.006 | 0.050 | 0.026 |
| 农户样本 2 的回归结果 | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.146 ^{***} (0.016) | 0.009 (0.011) | 0.761 ^{***} (0.112) | 0.206 ^{***} (0.028) |
| 观测值 | 12592 | 12592 | 12592 | 12592 |
| R ² | 0.033 | 0.006 | 0.026 | 0.051 |
| 农户样本 3 的回归结果 | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 0.009 (0.016) | -0.006 (0.015) | 0.083 (0.098) | 0.013 (0.026) |
| 观测值 | 8732 | 8732 | 8732 | 8732 |
| R ² | 0.010 | 0.010 | 0.006 | 0.029 |
| 农户样本 4 的回归结果 | | | | |
| 是否获得土地承包经营权证书 | -0.002 (0.015) | -0.003 (0.018) | -0.054 (0.092) | -0.001 (0.021) |
| 观测值 | 6834 | 6834 | 6834 | 6834 |
| R ² | 0.012 | 0.011 | 0.007 | 0.014 |

第一 根据样本 1 和样本 2 的估计结果,农地确权会增加土地流出概率、土地流出面积和土地租金收入,但样本 3 和样本 4 的相应估计结果均不显著。样本 2 和样本 3 的样本范围不同是导致估计结果存在差异的主要原因。样本 2 包含且样本 3 不包含的家庭是那些不长期务农的家庭。其中的一部分家庭可能因为长期从事非农就业,在个别调查年份可能误认为自己没有土地承包权。根据估计结果,有如下推断,长期从事非农就业(或拥有较多非农就业机会)的家庭,在获得农地确权证书之后,会将自己的一部分承包地流转出去,从而获得额外的租金收入。这里需要注意的是,这些家庭一般已经有较为稳定的非农收入,农地确权额外增加的租金收入在其主要收入来源的相对比例可能较低。

第二,对于长期务农的家庭,农地确权不能显

著影响土地流出和流入行为,也不会显著增加流出土地的租金收入。农地确权不能显著增加土地流出概率和土地流出面积,可能是因为长期务农家庭需要自己种植这些土地,没有流出的意愿。在不改变土地流出面积的情况下,农地确权也不会增加土地租金收入,这表明农地确权不会对当地的土地租金单价产生显著影响。从理论上讲,农地确权可能让农户降低农业生产时间,增加非农生产时间,从而获得更多收入来源。但是从样本 3 和样本 4 的结果看,农地确权并不足以改变这些务农家庭的农业生产行为。其原因可能是,单位面积的土地租金价格太低。

第三,在四组样本中,农地确权都不会显著增加土地流入概率。与前一部分的结果相印证,从实证结果看,农地确权还不足以促进农业规模化经营。

六、稳健性检验

本部分通过替换核心解释变量、变换回归样本这两种方法,对上述结论进行稳健性检验。

(一) 替换核心解释变量

前文回归中的核心解释变量为“农户是否已经取得农地确权证书”。考虑到农地确权的影响可能滞后,本文将核心解释变量替换为“农户取得确权证书是否满两年”。对于取得农地确权证书满两年的农户,核心解释变量取值为 1,否则取值为 0。替换核心解释变量的回归结果汇总在表 5。在农户样本 1 中,与其他农村家庭相比,农地确权满两年的农村家庭务农概率显著高 4.9 个百分点,农业总产值和农业净收入显著高 40% 以上。并且,在农户样本 1 中,确权满两年的家庭流出土地的概率显著高 8.8 个百分点,转出的土地面积平均多 11.3%,转出土地获得的租金收入平均多 50.6%。在农户样本 4 中,与其他狭义农户相比,确权满两年的农户农业总产值提高了 10.3% (P 值 0.072),农业净收入提高了 12.7% (P 值 0.113)。这一结果与表 3 对比,可以发现确权时间越久,确权对狭义农户发挥的增产增收效力可能略微明显。但是,在农户样本 4 中,确权对于土地流转变量的影响仍然不显著。综上所述,替换核心解释变量的回归结

果与本文第四五部分得到的结论基本一致。

(二) 变换回归样本

新一轮农地确权政策于 2008 年正式提出,并从 2009 年开始以村为单位开展试点。2009—2018 年农地确权的试点范围逐渐由村扩展到乡镇、由乡镇扩展到县、由县扩展到省,并在全国范围内逐渐推广。因此,在本文的第一个调查年份(2016 年)已经有 48.6% 的农村家庭取得了土地承包经营权证书。换句话说,这部分家庭在两个调查年份都属于已确权家庭。为了避免这些家庭对回归结果造成影响,本文将两个年份都确权的家庭从回归样本中剔除。此时,相当于将“农地确权”从无到有家庭(实验组)的对照组更换为一直没有获得农地确权证的家庭。变换回归样本的结果汇总在表 6。如表 6 所示,与一直没有确权的农村家庭相比,获得确权证书的家庭农业产值和农业收入显著更高,获得确权证书的家庭土地转出概率和土地转出面积、土地转出收入也显著更高。在农户样本 4 中,确权可以使狭义农户的农业产值显著提升,但是对狭义农户流转土地的影响依然不显著。综上所述,变换回归样本后的结果与前文的结论基本一致。

表 5 稳健性检验: 替换核心解释变量

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------------|------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | 农业总产值对数 | 是否务农 | 农业净收入对数 | 农业净收入 | 土地是否转出 | 土地是否转入 | 转出土地面积对数 | 转出土地收入对数 |
| 农户样本 1 的回归结果 | | | | | | | | |
| 获得农地确权证书是否满两年 | 0.427 ^{***} (0.120) | 0.049 ^{***} (0.014) | 0.493 ^{***} (0.133) | 306.747 (543.807) | 0.088 ^{***} (0.017) | 0.002 (0.013) | 0.113 ^{***} (0.028) | 0.506 ^{***} (0.116) |
| 观测值 | 13348 | 13348 | 11660 | 13348 | 13348 | 13348 | 13348 | 13348 |
| R ² | 0.061 | 0.040 | 0.072 | 0.062 | 0.018 | 0.006 | 0.038 | 0.016 |
| 农户样本 4 的回归结果 | | | | | | | | |
| 获得农地确权证书是否满两年 | 0.103 [*] (0.057) | - | 0.127 (0.080) | 1088.062 (802.462) | -0.014 (0.015) | 0.003 (0.020) | -0.031 (0.023) | -0.073 (0.091) |
| 观测值 | 6834 | - | 5791 | 6834 | 6834 | 6834 | 6834 | 6834 |
| R ² | 0.119 | - | 0.144 | 0.109 | 0.012 | 0.011 | 0.015 | 0.007 |

注: 由于篇幅限制, 仅展示样本 1 和样本 4 的稳健性检验。样本 2 和样本 3 的稳健性检验结果可向作者索要

表 6 稳健性检验: 替换核心解释变量

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|-------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | 农业总产值对数 | 是否务农 | 农业净收入对数 | 农业净收入 | 土地是否转出 | 土地是否转入 | 转出土地面积对数 | 转出土地收入对数 |
| 农户样本 1 的回归结果 | | | | | | | | |
| 获得农地确权证书是否满两年 | 0.393 ^{***} (0.141) | 0.048 ^{***} (0.017) | 0.389 ^{***} (0.144) | 544.004 (595.698) | 0.119 ^{***} (0.017) | -0.009 (0.012) | 0.170 ^{***} (0.030) | 0.661 ^{***} (0.117) |
| 观测值 | 6860 | 6860 | 6022 | 6860 | 6860 | 6860 | 6860 | 6860 |
| R ² | 0.057 | 0.039 | 0.071 | 0.053 | 0.077 | 0.006 | 0.090 | 0.060 |
| 农户样本 4 的回归结果 | | | | | | | | |
| 获得农地确权证书是否满两年 | 0.204 ^{**} (0.081) | - | 0.018 (0.114) | 2627.7 ^{**} (1028.2) | -0.016 (0.027) | 0.003 (0.020) | -0.002 (0.036) | -0.014 (0.145) |
| 观测值 | 2468 | - | 2070 | 6834 | 2468 | 2468 | 2468 | 2468 |
| R ² | 0.119 | - | 0.175 | 0.109 | 0.024 | 0.019 | 0.025 | 0.014 |

注: 由于篇幅限制, 仅展示样本 1 和样本 4 的稳健性检验。样本 2 和样本 3 的稳健性检验结果可向作者索要

七、什么制约了农地确权的增收效力

本文的实证结果表明, 对于长期承包土地并且长期务农的农村家庭来说, 农地确权在农业生产和土地流转中发挥的增收效力还有限。根据农地确权可能带来增收的理论机制, 本文尝试从土地流转、农业生产率和信贷约束三个角度分析其中的原因。

(一) 农地确权未显著促进土地流转

根据表 4 的回归结果, 对于一直承包土地的农户来说, 农地确权对农户流转土地没有产生显著的影响。也就是说, 农地确权未能通过促进土地流出而提高农户的土地租金收入, 也未能通过促进土地流入而提高农户的农业经营规模。一方面, 从农户的承包地面积来看, 本文研究样本中的大部分农户

农业经营规模较小,耕地面积超过10亩的农户占比不到20%,耕地面积超过100亩的农户占比不到0.5%。土地细碎化和分散化是农户扩大农业经营规模的一大阻碍。另一方面,从农户土地流转的形式来看,我国农村仍然是一个人情社会(费孝通,2006),土地流转市场的正规化程度不高。图3对农户土地流转是否签订书面合同、是否约定流转年限进行了统计^{*}。总体来看,我国农村土地流转主要以口头约定为主,大部分土地流转没有约定流转

年限。并且与土地流出相比,土地流入的正规化程度明显更低。以2018年为例,在转入耕地的农户中,有83%的农户没有签订土地流转合同,有79%的农户没有约定土地流转年限。此外,我国的户籍制度仍然呈现出城乡分割的二元结构,使得农户即使进城务工也不能完全脱离土地。在农户无法与土地完全割裂的情况下(刘守英,2018),农户只能将土地无偿或低价托付给亲戚、朋友耕种。

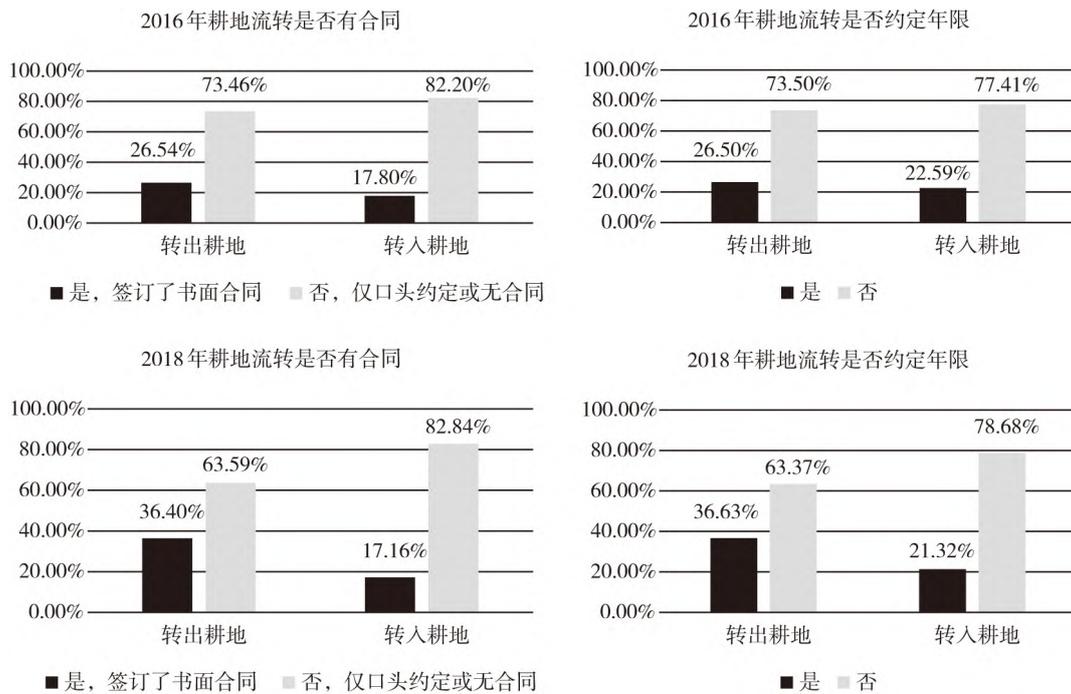


图3 耕地流转是否有书面合同及是否约定年限

(二) 农地确权未能显著提高农业生产率

农地确权促进农户增收的第二条作用渠道是通过激励农户进行农业投资,从而提高农业生产效率。为检验该路径,本文分别选取水稻和花生作物的农业生产率^{**}作为被解释变量代入模型I中进行回归。表7的回归结果显示,对于在调查年份一

直生产水稻(或花生)的农户来说,农地确权后他们的农业生产率并未发生显著的提升。农地确权未能显著提升农业生产率可能存在两种解释。一种解释是农户的农业经营规模较小,农业生产的机械化水平低。图4展示了2018年农户使用机械进

^{*} 根据2017年和2019年CFD数据库中的变量进行统计。2017年变量为:(1) c5005c 您家转出耕地是否有转出合同?(2) c5007b 您家转出耕地是否约定转出年限?(3) c5011d 您家转入耕地是否有转入合同?(4) c5013b 您家转入耕地是否约定转如年限? 2019年变量为:(1) c5005ca 您家转出耕地是否有转出合同?(2) c5007b 您家转出耕地是否约定转出年限?(3) c5011e 您家转入耕地是否有转入合同?(4) c5013b 您家转入耕地是否约定转如年限

^{**} 农业生产率的计算方式为水稻或花生的总产量除以水稻或花生的土地播种面积。选择水稻和花生是因为这两项作物是农户生产经营最常见的粮食作物和经济作物

行耕种的比例*。在耕地环节,未使用机械的农户占比达 47.63%,机械耕地面积超过 10 亩的农户占比仅有 13.32%;在播种、收获和洒农药环节,未使用机械的农户占比均达到 50%以上。由此可见,中国使用机械进行农业生产的农户占比不高。即使

在拥有农用机械的农户中,机械化生产的规模大部分在 10 亩以下。除了机械化水平低以外,农业生产率未明显提升的另一种解释是农户在农业生产经营过程中面临着较强的融资约束,缺乏充足的资金购买先进的生产技术和拓宽农产品销售渠道。

表 7 农地确权对农业生产率的影响

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------|--------------------|--------------------|
| | 水稻的农业生产率 | 花生的农业生产率 |
| 是否获得土地承包经营权证书 | 36.107 (36.392) | 33.390 (74.361) |
| 时间固定效应 | Yes | Yes |
| 家庭固定效应 | Yes | Yes |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 地区一年固定效应 | Yes | Yes |
| 观测值 | 2170 | 200 |
| R ² | 0.020 | 0.115 |

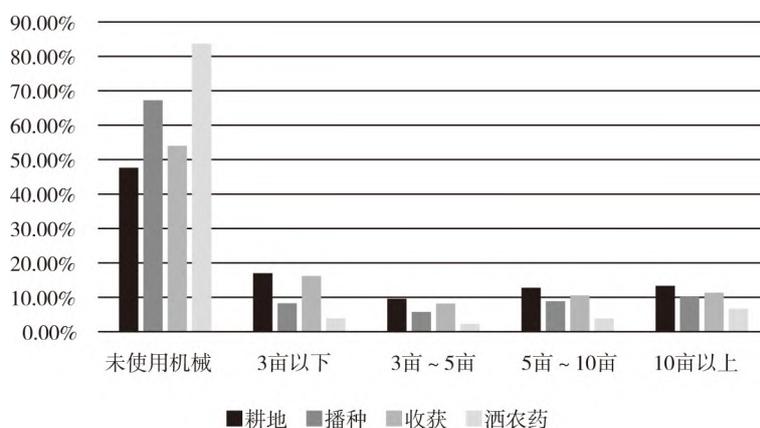


图 4 2018 年农户使用机械进行规模化耕种的比例

(三) 农地确权未能显著缓解农户融资约束

由于缺乏优质的抵押品,加上农业生产经营活动本身具有高风险、低流动性等特点,我国大部分农户都面临着较大的正规信贷约束。为缓解农户的融资约束,我国于 2015 年正式开展“两权”抵押贷款试点工作。“两权”抵押贷款具体指的是农村承包土地的经营权抵押贷款和农民住房财产权抵押贷款。在农地确权工作完成的前提下,农户可以

将承包土地的经营权进行抵押从而获得农业贷款。表 3(8) 列的回归结果显示,农地确权后农户通过土地承包经营权抵押获得贷款的概率未发生显著改变。根据 2019 年 CFD 数据库中的数据,在未使用农地承包经营权申请贷款的农户中,仅有 64% 的农户不需要贷款,说明目前我国农户还面临着较强的信贷约束。对于需要贷款的农户,图 5 统计了其

* 根据 2019 年 CFD 数据库中的变量进行统计:(1) b1014aa 使用机械耕地的土地面积是多少亩?(2) b1014ab 使用机械播种的土地面积是多少亩?(3) b1014ac 使用机械收获的土地面积是多少亩?(4) b1014ae 使用机械洒农药的土地面积是多少亩

未主动申请贷款的原因*。由图5可知,农户需要贷款但没有提出贷款申请的原因主要包括觉得申请不到(31.84%)、没有偿还能力(29.21%)和不了解贷款政策(20.40%)。因为没有农地确权证书或

者土地价值低而未申请贷款的农户仅占了8.77%。由此说明,仅仅完成农地确权工作,并不能解决大部分农户融资难、融资贵的问题,我国农村的土地改革和信贷体系改革还需进一步推进。

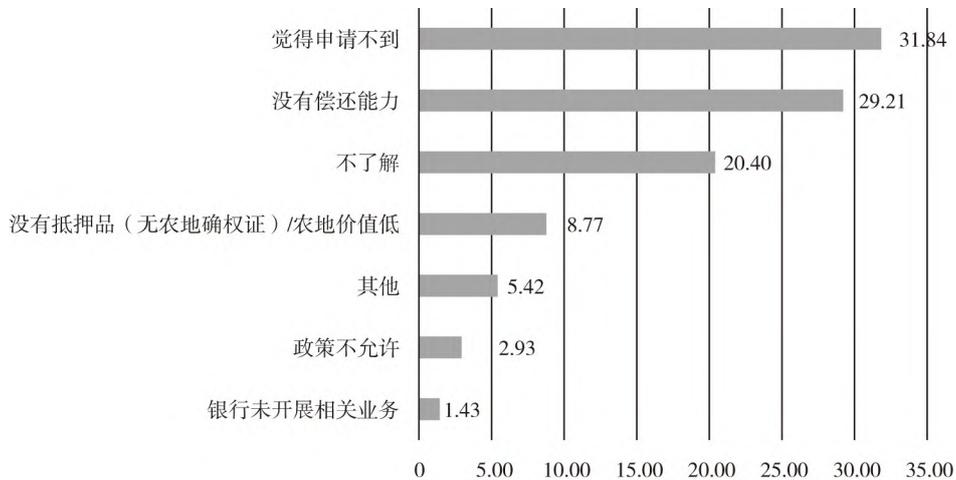


图5 2018年农户需要贷款但未使用农地经营权申请贷款的原因 (%)

八、结论

在推进农村共同富裕进程中,促进农户增产增收是提高农民收入水平、缩小城乡收入差距的重要途径。长期以来,我国农村产权制度改革的滞后性,严重制约着农业生产率的跨越式发展。为解决农村土地产权划分不清晰、地权稳定性缺乏有效保护等问题,我国政府于2008年正式提出要建立完善的土地承包经营登记制度(即农地确权)。作为一项针对农村地区发展的重要全国性政策,确权项目在多大程度上提高了农户的农业收入和土地流转收入。如果确权的增收效力受到限制,其背后的原因是什么。本文就上述问题展开了详细讨论。

利用浙江大学CFD数据库,从常住地、人地关系和生产关系的角度,本文划分了四类农户样本,并使用双重差分模型实证研究农地确权与农户农业经营收入、土地租金收入的关系。通过对前两类广义农户样本进行回归,本文得到了与现有文献相似的结论,即农地确权可以激励广义农户务农来提高农户的农业产值和农业收入,农地确权后广义农户的土地流出概率和土地租金收入也更高。然而,

如果将回归样本限定在长期承包土地的农村家庭时,本文发现农地确权的增收效力还受到一定限制。本文认为,农地细碎化、土地流转的非正规化、农业生产的低机械化以及农户融资难、融资贵等问题,是农地确权增收效力受到限制的主要原因。

从目前来看,农地确权对农户的增产增收效力还有待进一步释放。作为农村共同富裕进程中的重要一环,农村体制改革也具有艰巨性和长期性的特点。土地作为农业生产中的重要投入要素,其产权制度改革对于盘活土地要素市场、激发农户的农业生产积极性有着重要影响。但是,农地确权并不是万能灵药,不是仅依靠单一的确权政策就可以解决农户增产增收的所有问题。中国农村农地细碎化、土地流转非正规化、农业生产低机械化和农户融资困难的问题还普遍存在。

为此,本文提出以下政策启示。其一,在工业化和城镇化进程不断加快的背景下,外出务工的土地承包户还不能完全脱离土地,阻碍了土地进入正规化的流转市场。一方面,需要继续推进城乡户籍

* 根据2019年CFD数据库中的变量进行统计:c5043a 您家为申请贷款的原因是

制度改革 赋予农民在城镇永久落户的权利; 另一方面 需要重视土地承包权和经营权分离后的权利保护问题 既要防止过于强化承包权而制约了土地流转 又要防止过于强化经营权导致原集体成员承包权的丧失。其二 当前的农地制度还存在权能设置残缺(刘守英 2018) 在土地归集体所有的前提下 应进一步强化农户对土地的使用权和收益权 探索农户对土地的处置权、抵押担保权和继承权。其三 建立健全运行高效的土地流转平台 引入独立专业的土地评估机构 同时切实保障农户在土地

流转过程中的主体地位 防止村集体代替农户签订土地流转合同、侵占土地流转租金。其四 在以人情为主要纽带的中国农村 要素市场上的正规制度与非正规制度长期并存。土地流转市场和农村信贷市场上约定俗成的非正规制度 是农村社会发展的产物 具有其存在的合理性。自上而下推进的农村改革 需要让广大基层干部和农民群众充分理解政策内涵。如果政策项目仅以取代非正规制度为目的 反而可能造成效率损失。

参 考 文 献

1. Adame B. A. Land Property Rights and Household Take-up of Development Programs: Evidence from Land Certification Program in Ethiopia. *World Development* 2021 ,147
2. Ali D. A. ,Deininger K. ,Goldstein M. Environmental and Gender Impacts of Land Tenure Regularization in Africa: Pilot Evidence from Rwanda. *Journal of Development Economics* 2014 ,110: 262~275
3. Andrew G. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. NBER Working Paper 2018 25018
4. Besley T. J. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana. *Journal of Political Economy* ,1995 ,103(5) : 903~937
5. Besley T. J. ,Ghatak M. Property Rights and Economic Development. *Social Science Electronic Publishing* 2009 ,39(1) : 51~65
6. Boucher S. ,Barham L. B. ,Carter R. M. The Impact of “Market-friendly” Reforms on Credit and Land Markets in Honduras and Nicaragua. *World Development* 2005 ,33(1) : 107~128
7. DeJanvry A. ,Emerick K. ,Gonzalez -Navarro M. ,Sadoulet E. Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico. *American Economic Review* 2015 ,105(10) : 3125~3149
8. Do Q. ,Iyer J. Land Titling and Rural Transition in Vietnam. *Economic Development and Cultural Change* 2008 ,56(3) : 531~579
9. Easterly W. Institutions: Top Down or Bottom Up. *American Economic Review* 2008 ,98: 95~99
10. Feder G. ,Tongroj O. ,Chira H. ,Yongyuth C. Land Policies and Farm Productivity in Thailand. The Johns Hopkins University Press ,1988
11. Field E. ,Torero M. Do Property Titles Increase Credit access among the Urban Poor? Evidence from a Nationwide Titling Program. Department of Economics 2011
12. Galiani S. ,Schargrodsky E. Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling. *Journal of Public Economics* 2010 ,94(9) : 700~729
13. Gao X. ,Shi X. ,Fang S. Property Rights and Misallocation: Evidence from Land Certification in China. *World Development* ,2021 ,147(2021) : 105632
14. Goldstein M. ,Houngbedji K. ,Kondylis F. Formalization without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment. *Journal of Development Economics* 2018 ,132: 57~74
15. Heltberg R. Property Rights and Natural Resource Management in Developing Countries. *Journal of Economic Surveys* 2002 ,16(2) : 89~214
16. Holden S. T. ,Deininger K. ,Ghebru H. Tenure Insecurity ,Gender ,Low-cost Land Certification and Land Rental Market Participation in Ethiopia. *Journal of Development Studies* 2011 ,47(1) : 31~47
17. Hombrados J. G. ,Devisscher M. ,Martínez M. H. The Impact of Land Titling on Agricultural Production and Agricultural Investments in Tanzania: A Theory-based Approach. *Journal of Development Effectiveness* 2015: 7(4) : 530~544
18. Jacoby H. G. ,Minten B. Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-effective? Evidence from Madagascar. *The World Bank Economic Review* 2007 21(3) : 461~485
19. Jin S. ,Deininger K. Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence From Rural Vietnam. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* , 2010 ,70(1) : 67~101
20. Newman C. ,Tarp F. ,Van Den Broeck K. Property Rights and Productivity: The Case of Joint Land Titling in Vietnam. *Land Economics* , 2015 91(1) : 91~105
21. 白学峰 鲁植雄 常江雪 戚锁红 刘奕贵. 中国农业机械化现状与发展模式研究. *农机化研究* 2017(10) : 256~262

22. 蔡昉,杨涛. 城乡收入差距的政治经济学. 中国社会科学, 2000(4): 11~22+204
23. 陈斌开,马宁宁,王丹利. 土地流转、农业生产率与农民收入. 世界经济, 2020(10): 97~120
24. 陈传波,丁士军,舒振斌. 农户收入及其差异的影响因素分析——对湖北农户调查的统计分析. 农业技术经济, 2001(4): 11~15
25. 费孝通. 乡土中国. 上海人民出版社, 2016
26. 高梦滔,姚洋. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本. 经济研究, 2006(12): 71~80
27. 贺雪峰. 农地承包经营权确权的由来、逻辑与出路. 思想战线, 2015(5): 75~80
28. 柯炼,黎翠梅,汪小勤,李英,陈地强. 土地流转政策对地区农民收入的影响研究——来自湖南省的经验证据. 中国土地科学, 2019(8): 53~62
29. 李江一,仇童伟,李涵. 农地确权影响农户收入的内在机制检验——基于中国家庭金融调查的面板数据. 南京农业大学学报(社会科学版), 2021(4): 103~116
30. 李锐,李宇辉. 农户借贷行为及其福利效果分析. 经济研究, 2004(12): 96~104
31. 李实. 缩小收入差距 促进共同富裕. 中共杭州市委党校学报, 2022(4): 4~9+2
32. 李实,罗楚亮. 我国居民收入差距的短期变动和长期趋势. 经济社会体制比较, 2012(4): 186~194
33. 李实,万海远. 中国收入分配演变40年. 格致出版社, 2018
34. 李实,朱梦冰. 中国经济转型40年中居民收入差距的变动. 管理世界, 2018(12): 19~28
35. 林文声,秦明,王志刚. 农地确权颁证与农户农业投资行为. 农业技术经济, 2017(12): 4~14
36. 林毅夫,孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融. 经济研究, 2005(7): 35~44
37. 刘守英. 土地制度与中国发展. 中国人民大学出版社, 2018
38. 罗必良. 农地流转的市场逻辑——“产权强调—禀赋效应—交易装置”的分析线索与案例研究. 南方经济, 2014(5): 1~24
39. 罗必良,张露. 中国农地确权: 一个可能被过高预期的政策. 中国经济问题, 2020(5): 17~31
40. 罗楚亮,李实,岳希明. 中国居民收入差距变动分析(2013—2018). 中国社会科学, 2021(1): 33~54+204~205
41. 吕沛璐,冯淑怡,曲福田. 农地流转、劳动力转移对农户收入及收入差距的影响. 农业技术经济, 2022(8): 37~49
42. 宁静,殷浩栋,汪三贵. 农地确权是否具有益贫性——基于贫困地区调查数据的实证分析. 农业经济问题, 2018(9): 118~127
43. 宋志红. 中国农村土地制度改革研究: 思路、难度与制度建设. 中国人民大学出版社, 2017
44. 孙琳琳,杨浩,郑海涛. 农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. 经济研究, 2020(11): 156~173
45. 许庆,田士超,邵挺,汪学军. 土地细碎化与农民收入: 来自中国的实证研究. 农业技术经济, 2007(6): 67~72
46. 杨广亮,王军辉. 新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自CHFS的证据. 经济学(季刊), 2022(1): 129~152
47. 杨敏丽,白人朴,刘敏,涂志强. 建设现代农业与农业机械化发展研究. 农业机械学报, 2005(7): 68~72
48. 姚洋. 农地制度与农业绩效的实证研究. 中国农村观察, 1998(6): 3~12
49. 姚志高. 中国农村承包地确权: 政策演讲、关键问题与产权优化. 中国软科学, 2022(6): 76~84
50. 尹志超,郭沛瑶,张琳琬. “为有源头活水来”: 精准扶贫对农户信贷的影响. 管理世界, 2020(2): 59~71+194+218
51. 郑淋议. 农村土地调整与农地确权的关系: 一个多维度检视——来自中国家庭大数据库的证据. 当代经济管理, 2021(8): 49~59
52. 周其仁,刘守英. 湄潭: 一个传统农区的土地制度变迁. 原国务院农研中心发展调研报告, 1989

How Does Land Certification Promote Common Prosperity in Rural China?

ZHAN Peng ,TAO Yanjun

Abstract: Based on Chinese Family Database of Zhejiang University ,this paper defines four types of farmers according to permanent residence ,man-land relationship ,and production relationship ,and empirically studies how land certification influences farmers' income using a difference-in-difference model. The paper finds that land certification has no significant effect on agricultural operating income and land rental income of long-term farming families. However ,land certification can motivate land contractors to engage in agricultural production and increase the overall agriculture operation income. Moreover ,land certification can motivate non-farm-employed rural families to rent out land and increase land rental income. It is also found that the effect of land certification on mortgage loans is not significant. Therefore ,it's hard to increase household income in indirect ways. This paper argues that main reasons for the limited effectiveness of land certification are fragmentation of farmland ,informality of land transfer ,low mechanization of agricultural production and credit constraint of farmers. Further land system reform is the main direction to stimulate rural development and increase rural household income.

Keywords: Land certification; Agriculture operation income; Land transfer income

责任编辑: 吕新业