

农地确权如何影响农地流转?

——来自中国家庭金融调查的新证据

李江一

(四川大学经济学院,四川成都610065)

摘要:本文利用中国家庭金融调查(CHFS)在2013年和2015年搜集的微观面板数据,以新一轮农村土地承包经营权确权登记试点作为准自然实验,采用双重差分模型考察了农地确权对农地流转的影响。研究发现,农地确权可使农户出租土地的概率显著提高4.2个百分点,但并不显著影响农户租入土地的决策。农地确权显著促进了市场化的农地出租,但对非市场化的农地出租无显著影响,且新增出租的土地主要来源于闲置农地,这表明农地确权激活了沉睡的农地资源,提高了农地的利用效率。影响机制分析结果表明,农地确权主要通过强化农地产权保护而直接促进了农地出租,其通过促进农村劳动力转移而间接促进农地出租的效应较弱。与此同时,农地确权不具有通过增强“禀赋效应”、促进农业投资而抑制农地出租的效应。本文的研究表明,应继续推进和完善农村土地承包经营权确权,为农地流转市场的发育和发展提供良好的制度保障。

关键词:农地确权;农地流转;农村土地承包经营权;家庭联产承包责任制;双重差分模型

中图分类号:F301.11 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)02-0146-11

一、引言与文献回顾

促进农地流转既是实现农业生产规模化经营、进一步提高农业生产率的内在需要,也是农村劳动力向非农业部门或城市转移后的主观意愿。改革开放以来,我国农业生产在家庭联产承包责任制的带动下得到了飞速发展,粮食产量得到很大提高^{[1][2]},以占世界7%的耕地养活了占世界22%的人口,创造了世界奇迹。然而,家庭联产承包责任制在实施初期之所以能够产生巨大的经济效益与该时期农业生产率低下和城乡劳动力市场分割有关。随着农业生产技术的进步以及农民工进城门槛的降低,小农经营与不断发展的农业生产之间的矛盾、农村劳动力不断向非农业部门或城市转移与农村土地大量闲置之间的矛盾越来越严重,在坚持农村土地集体所有的前提下,促进农村土地承包经营权流转是解决上述两大矛盾的有效途径^[3]。因此,探讨如何促进农地流转便成为学者和政策制定者共同关注的话题。

收稿日期:2019-12-31

基金项目:国家自然科学基金青年项目“乡村振兴战略背景下新型农业经营主体的辐射带动效应研究”(7190031329);教育部人文社会科学基金青年项目“土地确权对农村劳动力非农转移的影响研究”(18YJC790081);中国博士后科学基金面上项目“农地确权对农户收入的影响及其作用机理研究”(2018M643458)

作者简介:李江一(1987—),男,四川乐山人,四川大学经济学院副教授。

在众多影响农地流转的因素中,地权安全性被认为是重要因素之一,这是由于现代产权理论认为,农地产权缺乏保障会增加农地流通过程中的交易成本,进而抑制农地流转^{[4][5][6]},但实证检验该命题是否成立的研究远未达成一致结论,一个重要的原因是地权安全性本身是内生的,从而使得实证研究难以准确识别出土地产权对农地流转的因果影响^{[7][8]}。一些研究发现强化农地产权保护有助于促进农地流转。Macours 等(2010)基于多米尼加共和国的微观农户数据考察了正式产权与非正式产权对农地出租的影响,其中,正式产权是指被法律认可的土地产权,而非正式产权是指除法律因素外其他影响地权是否安全的因素,比如家庭规模、该地区历史上是否发生过土地被侵占行为等。研究发现,在影响农户是否出租土地的因素中,正式产权具有重要的促进作用,非正式产权的作用不大^[9]。Holden 等(2011)对埃塞俄比亚的研究发现,1998 年该国开始实施的农地确权既促进了土地所有者出租土地,也促进了佃农租入土地^[10]。此外,Chernina 等(2014)在分析沙皇俄国 1906 年实施的土地赋权改革对移民的影响时发现,土地赋权显著提高了农户出售土地而退出再分配公社(Repatriation Communes)的概率^[11]。

另一些研究却发现强化农地产权保护并不会影响农地流转。比如,同样是针对埃塞俄比亚农地确权改革的研究,Deininger 等(2011)发现,当采用随机效应模型进行估计时,农地确权显著提高了农户出租土地的概率。然而,当采用更严格的固定效应模型进行估计时,农地确权不会显著影响农户是否出租^[12]。Kemper 等(2015)分析越南 1993 年开始实施的农地确权对农地流转的影响时发现,在不控制任何变量的 OLS 估计中,农地确权显著提高了农户出租土地的概率,一旦控制更多变量或采用工具变量估计,农地确权不再显著影响农户是否出租土地^[13]。Do 和 Iyer(2008)基于双重差分模型的估计也发现,越南 1993 年开始实施的农地确权对农地流转无显著影响^[14]。由此可见,遗漏变量偏误可能是导致现有研究结论不一致的重要原因。

在国内研究方面,中国在 2009 年才开始进行新一轮土地承包经营权确权,因此,早期针对中国的研究大多以是否拥有旧的土地承包证书或合同来衡量地权安全性^{①[15][16][17][18]}。该衡量方式存在如下问题:第一,即使拥有旧的土地承包证书或合同,村干部仍有调整土地的权利,农户的土地承包经营权依然得不到法律保护^{[2][19][20]};第二,旧的土地承包证书或合同没有对土地的空间位置、四至以及面积进行准确界定,因此,即使拥有旧的土地承包证书或合同也无法保证地权不受他人侵犯;第三,旧的土地承包证书或合同的发放通常由地方政府或村委决定^[18],它受到地方政府和村干部个人特质等因素的影响^[19],忽视这些因素必然导致研究结果产生偏误。正因为如此,相关研究争议较大。马贤磊等(2015)和 Wang 等(2015)发现拥有旧的土地承包证书或合同对农地流转有正向影响^{[15][18]},而 Jin 和 Deininger(2009)却发现影响并不显著^[17]。林文声等(2016)甚至发现相互矛盾的结论,他们发现拥有旧的土地承包证书可促进农地流转,但拥有旧的土地承包合同会抑制农地流转^[16]。

中国在 2009 年开始的新一轮农地确认为识别地权安全性与农地流转之间的因果关系提供了一个“准自然实验”。一方面,农地确权通常以县、行政村或村小组为单位来开展试点,这使得确权登记对农户而言是外生的。另一方面,农地确权采取试点先行、逐步推广的模式,这一模式必然使得在某一时间点上一部分农户受到农地确权政策的影响,而另一些农户则不受农地确权政策的影响。新一轮农地确权的这两个特征使得本文可以采用双重差分模型(Difference-in-Difference)来识别农地确权对农地流转产生的因果影响,从而避免现有研究可能存在的遗漏变量偏误。

目前,国内已有一些学者考察了新一轮农地确权对农地流转产生的效果,但这些研究大多基于横截面数据进行分析,由于使用横截面数据较难处理计量模型中存在的内生性问题,研究结论值得商榷。程令国等(2016)和林文声等(2017)均采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据考察了新一轮农地确权对农地流转的影响,前者发现新一轮农地确权可使农户出租土地的概率提高 4.9 个百分点,而后者发现新一轮农地确权对农地出租无显著影响,但会显著抑制农地租入^{[21][22]}。然而,中国健康与养老追踪调查(CHARLS)仅采集受访者在 45 周岁及以上的家庭信息,该数据适宜研究老龄化问题,在研究农地流转时不具有代表性,与此同时,CHARLS 问卷中对农地确权的定义为“二轮承

包以来,村庄是否土地确权”,显然,二轮承包以来(1997年)既覆盖旧的农地确权,也覆盖新一轮农地确权,这就难以准确定义农地确权是新一轮农地确权还是旧的农地确权。付江涛等(2016)、胡新艳和罗必良(2016)基于局部调查数据的研究也发现相反结论,前者对江苏省的研究发现,农地确权可使农户转出土地的概率提高约26.4个百分点,而后者对广东、江西两省的研究却发现,农地确权对农户是否转出土地无显著影响^{[23][24]}。由此可见,数据是否具有代表性、变量定义是否准确以及实证研究方法是否合理会对研究结果产生较大影响。

纵观国内外相关研究可以发现,当前关于农地确权与农地流转之间关系的实证研究还不多,少数研究进行了有益的探索,但仍存在一些局限性。第一,由于数据的限制,现有研究未能较好地解决内生性问题,特别是国内的研究,这使得现有研究结论存在较大分歧,新一轮农地确权是否具有促进农地流转的作用有必要进一步厘清。第二,现有研究缺少对农地确权影响农地流转的内在机理的探讨,农地确权是否通过强化农地产权保护而促进了农地流转?农地确权是否具有其他影响农地流转的机制?比如,通过促进农村劳动力转移而促进农地流转^[25]、通过提高土地租金而产生“禀赋效应”,进而抑制农地流转^[26]或通过促进农业投资而增加土地需求并减少土地供给^[27]。显然,对这些问题的回答具有重要的理论和现实意义。第三,现有研究缺少基于全国代表性数据的实证研究,研究结论难以具有普遍适用性。

与现有研究相比,本文的创新和贡献在于:首先,本文利用中国家庭金融调查(China Household Financial Survey, CHFS)在2013年与2015年采集的微观面板数据,以新一轮农村土地承包经营权确权登记试点作为外生政策冲击,采用双重差分模型来识别农地确权与农地流转之间的因果关系,可以较好地解决内生性问题,研究结果更加可信,是对现有研究的补充;其次,本文通过深入分析新一轮农地确权影响农地流转的内在机理,既可从理论上对现代产权理论进行再检验,又可从实践上为如何促进农业生产规模化经营提供决策参考,具有一定的理论和实践价值;最后,使用具有全国代表性的微观数据进行研究使得本文的结论更具一般性。文章剩余部分的结构安排如下:第二部分介绍相关制度背景,在此基础上说明本文的识别策略;第三部分是数据来源、变量说明与描述性统计;第四部分是实证结果分析;最后是结论与政策启示。

二、制度背景与识别策略

(一)制度背景

自1949年以来,中国的农地制度经历了从人民公社制向家庭联产承包责任制的转变。不可否认,家庭联产承包责任制极大地调动了农民的生产积极性,促进了粮食产量提高^{[1][2]},但家庭联产承包责任制并未赋予农民长久的土地承包经营权——农村集体可以根据家庭人口变动或土地耕种状况等因素而不定期调整土地^[2],即使2002年通过的《中华人民共和国农村土地承包法》中明确规定“土地承包最低年限为30年,除特殊情形外,发包方不得收回承包地”,但仍有许多地区存在非法调整土地的现象^{[19][20]}。根据现代产权理论,地权缺乏保障会对经济发展造成诸多不利影响,其中最重要的一个方面便是抑制农地流转,进而降低土地资源配置的效率^{[4][5][6]}。

为赋予农民更加充分且有保障的土地承包经营权,降低农地流通过程中的交易成本,优化土地资源配置效率,2009年中央一号文件明确提出“稳步开展农村土地承包经营权登记试点”(简称“农地确权”)。新一轮农地确权的目标是将农户承包土地的权利以证书的形式长久地确立下来,妥善地解决由于历史遗留问题导致的承包土地面积不准、四至不清、空间位置不明、登记簿不健全等问题,从根本上强化对农村土地承包经营权的物权保护,杜绝村干部随意调整农民承包土地的行为,彻底消除农民对失去土地的担忧。截至2018年底,我国完成承包地确权登记面积14.8亿亩,占承包地实测面积的89.2%,30个省份已报告基本完成承包地确权登记^②。

(二)识别策略

2009年开始逐步实施的农地确权登记试点使得本文可以采用双重差分模型来识别农地确权对

农地流转产生的影响,双重差分模型的思想是通过比较实验组和控制组在政策发生前后的相对差异来实现对政策效应的一致估计,但其前提条件是实验组和控制组满足共同趋势假定,即在不受政策影响的情况下,实验组和控制组在因变量的变动上具有相同趋势。这一假定通常不易满足,这时可以通过控制其他变量来尽可能保证,具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_i \times \text{POST}_t + \gamma X_{it} + c_i + \text{POST}_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Y_{it} 表示农户*i*在第*t*期是否参与农地流转的哑变量,若参与农地流转取值为1,否则取值为0,本文将分别从农地出租和农地租入两个角度进行分析。 D_i 表示农户*i*所在家庭是否获得农地确权证书哑变量,若获得农地确权证书取值为1,否则取值为0。 POST_t 表示年份哑变量,2015年取值为1,2013年取值为0。 c_i 表示个体固定效应, X_{it} 是控制变量向量, ϵ_{it} 是随机误差项。 β 便是农地确权对农地流转的边际影响。

尽管农地确权通常以县、行政村或村小组为单位进行试点,即农地确权登记对农户而言是外生的,但政府可能并不是随机地选择试点县或村,比如,政府可能选择土地流转市场较为发达的村优先开展农地确权试点,这可能违背共同趋势假定,进而造成 β 的估计存在偏误。本文采用两种方法来解决这一问题:一是控制每个地级及以上城市和不同特质村庄的时间固定效应;二是采用倾向匹配和双重差分模型相结合的方法(PSM-DID)来保证实验组和控制组具有同质性,以尽可能满足共同趋势假定,其基本思路是:通过寻找与实验组特征相近的个体作为控制组,再运用双重差分模型对配对成功的实验组与控制组进行分析。

三、数据来源、变量与描述统计

(一)数据来源和处理

本文所用数据来源于中国家庭金融调查(CHFS)在2013年与2015年搜集的微观调查数据。CHFS采用分层、三阶段与概率比例规模(PPS)抽样法在全国抽取家庭样本,且每两年对抽样家庭进行一次追踪访问。2013年,CHFS在全国除西藏、新疆和港澳台地区外的29个省(自治区、直辖市)搜集了28143户家庭、97916个家庭成员的信息,样本具有全国和省级代表性。2015年,CHFS对2013年样本进行了追访,并将调查样本扩充至37340户家庭、125315个家庭成员,样本在全国、各省及各副省级城市均具有代表性。其中,追访成功21775户家庭、70037个家庭成员。调查信息包括基本的人口统计特征、主观态度、金融和非金融资产、负债、家庭支出与收入、社会保障与保险等。特别地,CHFS问卷详细记录了农户是否获得农地确权证书、获得农地确权证书的时间以及农地流转情况。

本文旨在考察农地确权对农地流转的影响,且主要基于双重差分模型进行分析,因此,本文对数据做了如下处理:第一,本文剔除了没有农用土地的家庭;第二,本文剔除了后续计量分析中控制变量存在缺失值的样本;第三,为尽量保证实验组和控制组在受到政策影响前具有同质性,本文还剔除了在2013年及之前就已获得农地确权证书的家庭。因此,实验组是两轮调查期间领到确权证书的农户,控制组是截至2015年调查时仍未领到确权证书的农户,这样可以保证本文定义的实验组一定是新一轮农地确权农户,从而避免农户将新一轮农地确权与旧农地确权相混淆的问题。经上述处理后,最终获得5967个农户样本。

(二)变量与描述统计

1.核心解释变量。本文的核心解释变量是农户是否领取农地确权证书,其在CHFS问卷中对应的问题是“是否有相关人员将你们家农用土地的边界、四至和面积测量清楚并颁发一个证书?”^③,若农户在2013年和2015年两轮调查期间获得农地确权证书取值为1,否则取值为0,前者为实验组,后者为控制组。在5967个农户样本中,实验组农户有1765个,占比29.58%。

2.被解释变量。本文的被解释变量是农地流转,具体包括两个层面:一是农户是否出租土地,出租取值为1,否则取值为0;二是农户是否租入土地,租入土地取值为1,否则取值为0。表1报告了农户在2013年和2015年参与农地流转的情况。可以发现,从2013年到2015年,样本中农户出租土地

的比例提高了 5.27 个百分点,租入土地的农户比例也提高了 1.12 个百分点。从分组样本来看,农地确权组(实验组)在 2013 年和 2015 年出租土地的比例分别为 11.43%和 19.45%,增加了 8.02 个百分点,而农地未确权组(控制组)在 2013 年和 2015 年出租土地的比例分别为 11.95%和 16.06%,仅增加了 4.11 个百分点。可以发现,实验组和控制组农户在农地确权之前出租土地的比例相差不大,而农地确权后,实验组农户出租土地的比例的增幅显著高于控制组农户(t 值为 2.70)。与农地出租变动的特征相反,从 2013 年到 2015 年,实验组农户租入土地的比例有微弱下降,而控制组农户租入土地的比例增加了 1.68 个百分点,但两组农户租入土地的比例的变动不具有统计上的显著差异(t 值为-0.98)。初步的描述性统计信息显示,农地确权显著促进了农地出租,但对农地租入没有显著影响。

表 1 农地出租与农地租入变动情况

农地流转	全样本		农地未确权		农地确权		DID (t 值) (④-③)-(②-①)
	2013	2015	2013①	2015②	2013③	2015④	
农地出租(%)	11.79	17.06	11.95	16.06	11.43	19.45	2.70***
农地租入(%)	13.86	14.98	14.52	16.18	12.31	12.15	-0.98
样本数	5967	5967	4202	4202	1765	1765	

注:数据由作者根据 CHFS2013 年、2015 年调查数据整理而来。*** 表示在 1%的统计水平上显著。

3.控制变量。本文还对一些可能影响农地流转的变量进行了控制。具体包括两类:一类是随时间变化的变量,这类变量可能影响家庭承包土地的规模,进而影响农地流转意愿,具体包括调查上一年度是否有红白喜事、过去两年土地是否被征收及家庭人口特征。其中,调查上一年度是否有红白喜事、过去两年土地是否被征收均为哑变量,若是取值为 1,否则取值为 0。家庭人口特征包括家庭总人数、16 岁及以下少年占比和 60 岁及以上老年占比。另一类是不随时间变化的变量,这类变量可用于控制不同特征个体的时间变动趋势,这些特征包括户主年龄、性别、受教育程度、是否有慢性病、受访者及配偶兄弟姐妹数(不含自己)5 个变量,其中,性别为哑变量,男性取值为 1,女性取值为 0;受教育程度包括文盲、小学、初中、高中、中专/职高、大专及以上 6 个哑变量,在回归分析时以文盲为参照组。表 2 报告了上述两类控制变量的描述性统计结果,可以发现,确权组和未确权组农户的各类特征均比较相近,相比较而言,确权组农户少年和老年抚养负担更重、得慢性病的比例更高,兄弟姐妹更多。

表 2 控制变量描述性统计

变量类型	变量名	2013				2015			
		农地未确权 (N=4202)		农地确权 (N=1765)		农地未确权 (N=4202)		农地确权 (N=1765)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
随时间变化的变量	家庭总人数(人)	4.03	1.71	4.07	1.83	3.82	1.70	3.89	1.72
	16 岁及以下少年占比	0.15	0.17	0.16	0.18	0.14	0.18	0.15	0.17
	60 岁及以上老年占比	0.20	0.31	0.22	0.31	0.25	0.33	0.26	0.33
	红白喜事(1=有,0=无)	0.09	0.29	0.08	0.27	0.08	0.27	0.09	0.29
	土地征收(1=有,0=无)	0.02	0.13	0.01	0.11	0.02	0.14	0.03	0.17
不随时间变化的变量	户主年龄(岁)	53.15	11.88	53.18	11.69				
	户主性别(1=男性,0=女性)	0.88	0.33	0.88	0.32				
	文盲	0.10	0.31	0.10	0.30				
	小学	0.38	0.48	0.38	0.49				
	初中	0.38	0.48	0.38	0.49				
	高中	0.11	0.31	0.11	0.31				
	中专/职高	0.02	0.13	0.02	0.14				
	大专及以上	0.02	0.13	0.02	0.12				
	慢性病(1=有,0=无)	0.42	0.49	0.44	0.50				
	兄弟姐妹数(个)	6.79	3.31	7.06	3.32				

注:数据由作者根据 CHFS2013 年、2015 年调查数据整理而来。给定出生年份,每个人的年龄相对不变。慢性病和兄弟姐妹数在短期内变化的可能性较小。因此本文将年龄、是否有慢性病和兄弟姐妹数视为不随时间变化的变量。

四、实证结果分析

(一)基本模型的估计

表3报告了农地确权对农地出租的影响。模型(1)未加入任何控制变量,模型(2)在模型(1)的基础上加入随时间变化的控制变量以及不随时间变化的变量与年份哑变量的交叉项,模型(3)在模型(2)的基础上加入户主户籍所在地级及以上城市哑变量与年份哑变量的交叉项。可以发现,农地确权显著提高了农户出租土地的概率,且这一影响在引入更多控制变量后依然稳健。就边际效应而言,当其他因素不变时,农地确权可使农户出租土地的概率提高4.2个百分点。与控制组在确权之前的样本均值相比,农地确权可使参与农地出租的农户增加35.15% (= 4.2/11.95)。本文中农地确权对农地出租的边际影响小于现有文献的研究结果^{[21][23]},这表明现有研究可能存在遗漏变量偏误而导致估计结果上偏。

表3 农地确权对农地出租和租入的影响

	(1)	(2)	(4)	(4)	(5)	(6)
	农地出租	农地出租	农地出租	农地租入	农地租入	农地租入
农地确权×POST	0.039*** (0.014)	0.039*** (0.014)	0.042*** (0.016)	-0.018 (0.017)	-0.019 (0.016)	-0.006 (0.017)
家庭总人数		-0.002 (0.004)	-0.006 (0.004)		0.007 (0.007)	0.009 (0.007)
16岁及以下少年占比		0.006 (0.065)	0.029 (0.065)		0.069 (0.117)	0.085 (0.120)
60岁及以上老年占比		-0.014 (0.031)	-0.027 (0.032)		0.011 (0.078)	0.018 (0.074)
红白喜事		-0.002 (0.018)	-0.003 (0.017)		0.007 (0.024)	0.007 (0.025)
土地征收		-0.017 (0.038)	-0.038 (0.037)		0.027 (0.030)	0.024 (0.029)
不变特征×POST	否	是	是	否	是	是
城市哑变量×POST	否	否	是	否	否	是
常数项	0.118*** (0.003)	0.128*** (0.019)	0.144*** (0.020)	0.139*** (0.004)	0.098** (0.046)	0.086** (0.043)
观测值	11934	11934	11934	11934	11934	11934
R ²	0.021	0.026	0.082	0.001	0.006	0.062

注:括号里是异方差稳健标准误,***表示在1%的统计水平上显著。

表3模型(4)~(6)报告了农地确权对农地租入的影响。各列控制变量的添加方式与该表模型(1)~(3)相同,可以发现,无论是否加入控制变量,农地确权对农地租入都没有显著影响,本文没有发现强化农地产权保护会增加农地需求的证据。

(二)稳健性检验

为检验本文估计结果的稳健性,本文还对基本模型的估计结果做了分析。首先,罗必良(2014)指出,亲友邻居之间的农地流转并不是纯粹意义上的要素市场交易,而是包含了地缘、亲缘、人情关系在内的特殊市场交易,这类交易通常是零租金^[26]。因此,本文将因变量划分为出租农地并取得正租金和出租农地取得零租金,若发生相应行为取值为1,否则取值为0。表4模型(1)和(2)的估计结果显示,农地确权对市场化的农地出租行为具有显著正向影响,但对非市场化的土地出租行为无显著影响。通常而言,与亲友邻居之间的非市场化交易主要基于长期交互所形成的“默契”与声誉机制,从而能够为转出农户提供稳定预期^[26],这一证据表明农地确权通过强化地权稳定性而促进了农地出租。

其次,考虑到同一村内不同农户的农地流转决策可能存在相互关联,表4模型(3)报告了聚类到村的稳健标准误时的回归结果,即使如此,农地确权仍在1%的统计水平上显著正向影响农地出租,估计结果非常稳健。

再次,为使实验组和控制组具有同质性以尽可能满足共同趋势假定,本文采用倾向匹配双重差分模型(PSM-DID)进行分析。PSM-DID 的实施步骤如下:

第一,估计倾向分值函数 $P(D_i=1|X_{i1})$,即利用第 1 期(2013 年)的经济统计信息预测家庭 i 在第 2 期(2015 年)获得农地确权证书的概率,本文采用 probit 模型估计倾向分值函数。农地确权登记通常选取县、行政村或村小组进行试点,因此,导致实验组和控制组不同质的主要原因在于县或村的异质性,这样,匹配向量应尽可能选择县或村级层面的信息。基于数据的可得性,本文选取的匹配向量 X_{i1} 主要为村级层面的变量,这些变量包括:(1)访员对受访户所在村的马路整洁程度、建筑格局、拥挤程度和绿化程度的打分;(2)村支部书记或主任的个人特征,包括村支部书记或主任的年龄、性别、学历、是否是党员 4 个变量;(3)村庄特征,包括村庄 2013 年家庭户数、村庄是否有小学、村庄到乡(镇)政府的距离、村庄到区或县政府的距离、村庄党员人数以及该村是城镇居委会还是农村行政村哑变量。由于村级特征变量存在缺失值,上文没有控制不同特征村庄的时间趋势,为保证估计结果稳健,表 4 模型(4)加入村级特征变量与年份哑变量的交叉项,结果显示,控制不同特征村庄的时间趋势后,本文的估计结果依然稳健。

第二,根据倾向得分为实验组寻找最佳匹配对象。本文采用常见的一对一匹配法,最终匹配成功的样本量为 3404,处理组与对照组样本各占 50%。配对成功后,需要检验匹配的有效性,常见的检验方法是匹配平衡性检验^④。结果显示,匹配后的实验组与对照组在匹配变量上均不存在显著差异。同时,匹配后的标准偏差绝对值均在 10% 以下,根据 Rosenbaum 和 Rubin(1985)的经验,若匹配后的标准偏差绝对值小于 20%,则认为匹配效果较好^[28]。总体而言,本文的匹配结果较理想。

第三,在检验通过的基础上,再采用双重差分模型仅对匹配成功的样本进行分析。表 4 模型(5)报告了相应估计结果,模型(6)在模型(5)的基础上加入控制变量,结果均稳健地显示,农地确权显著促进了农地出租。

表 4 农地确权影响农地出租的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	因变量:取得 正租金=1	因变量:取得 零租金=1	采用聚类到村 的稳健标准误	控制异质 村的趋势	PSM-DID	PSM-DID+ 控制变量
农地确权×POST	0.033 ** (0.013)	0.008 (0.011)	0.042 *** (0.016)	0.042 *** (0.016)	0.040 ** (0.017)	0.043 ** (0.019)
控制变量	是	是	是	是	否	是
城市哑变量×POST	是	是	是	是	是	是
村庄特征×POST	否	否	否	是	否	是
常数项	0.104 *** (0.016)	0.037 *** (0.013)	0.144 *** (0.019)	0.153 *** (0.020)	0.120 *** (0.004)	0.167 *** (0.028)
观测值	11934	11934	11934	11616	6808	6808
R ²	0.071	0.073	0.082	0.088	0.028	0.131

注:除模型(3)采用聚类到村的稳健标准误外,其余模型均报告的是异方差稳健标准误。***、** 分别表示在 1%和 5%的统计水平上显著。

(三)影响机制分析

接下来,本文进一步分析农地确权影响农地出租的可能机制:

1.强化农地产权保护。根据 Besley(1995)、Besley 和 Ghatak(2010)的理论研究,农地确权影响农地流转的一个最直接的渠道是农地确权可以通过强化地权安全性降低农地流转过程中的交易成本,从而促进农地流转^{[5][6](P4525-4595)}。若这一影响机制成立,那么,农地确权将更有可能促进在政策实施前地权安全性较差的农户参与农地流转。因此,参照现有研究的做法,可以将样本划分为地权安全性较好和较差两组^[29],分别考察农地确权对这两组农户出租土地的概率是否具有差异化影响来检验这一影响机制。本文采用如下两种方式来度量地权安全性:第一,现有研究认为,在家庭联产承包责任制下,土地调整的频率体现了地权的安全性,土地调整频率越高,地权安全性越差^[30]。尽管

CHFS 未询问土地调整频率,但询问了农户所在村最近一次土地调整的年份。因此,本文以农户所在村最近一次农地调整的年份间隔(2015 减去最近一次土地调整年份)来衡量地权安全性,间隔越长,则表明地权安全性越好^{[21][22]}。本文以土地调整时间间隔的中位数将样本划分为两组,样本中土地调整时间间隔的中位数为 17 年,所对应的年份为 1998 年,这恰好是第二轮土地承包开始的年份。第二,罗必良(2014)指出,产权强度是法律赋权和社会规范的函数,其中,法律赋权从合法性、强制性与权威性方面提升产权强度,而社会规范从合理性、道义性与规范性方面强化产权强度^[26]。因此,获得法律赋权或社会规范保护的地权更安全,在农地流转过程中的交易成本更低。从这一视角出发,可按照如下两种方式区分地权安全性:(1)是否获得土地承包合同,国家在第二轮土地承包开始时(1998 年)要求村集体与农户签订土地承包合同,土地承包合同可视为法律赋权;(2)农户所在村是否有村民公约,村民公约可视为社会规范。

表 5 模型(1)和(2)报告了以土地调整时间间隔来衡量地权安全性的估计结果,结果显示,在第二轮土地承包之后仍发生农地调整的村庄,农地确权可使农地出租的概率显著提高 4.6 个百分点,而在第二轮土地承包之后没有进行农地调整的村庄,农地确权的影响不显著。表 5 模型(3)和(4)报告了有、无土地承包合同两组样本的估计结果,结果显示,农地确权可使没有土地承包合同的农户出租土地的概率显著提高 8.4 个百分点,但对有土地承包合同的样本组,农地确权的影响不显著。由于土地承包合同这一法律赋权方式具有强化农地产权保护的作用^{[15][18]},对于拥有土地承包合同的农户,其地权已经得到一定保护,因此,新一轮农地确权产生的政策效果就相对较弱。表 5 模型(5)和(6)报告了有、无村民公约两组样本的估计结果,结果显示,在没有村民公约的村庄,农地确权可使农地出租的概率显著提高 10.3 个百分点,而相应的影响在有村民公约的村庄不显著。村民公约这一社会规范具有降低交易成本的作用,因此,新一轮农地确权对这类村庄农地流转的促进作用就相对较弱。这些证据均表明,新一轮农地确权可以通过强化农地产权保护、降低交易成本而促进农地出租。

表 5 农地确权、地权安全性与农地出租

	被解释变量:农地出租					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农地调整 间隔>17年	农地调整 间隔≤17年	有土地承 包合同	无土地承 包合同	有村民 公约	无村民 公约
农地确权×POST	0.023 (0.026)	0.046** (0.023)	0.030 (0.020)	0.084*** (0.030)	0.026 (0.019)	0.103** (0.041)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市哑变量×POST	是	是	是	是	是	是
常数项	0.067** (0.033)	0.194*** (0.036)	0.132*** (0.032)	0.159*** (0.032)	0.119*** (0.028)	0.217*** (0.045)
观测值	4246	5216	5806	6128	8610	1952
R ²	0.112	0.107	0.120	0.122	0.085	0.212

注:括号内是异方差稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著,以下表同。

2.促进劳动力转移。除了通过降低交易成本而直接促进农地流转,农地确权还可通过促进农村劳动力转移而间接促进农地流转^[25]。本文采用中介效应模型来检验这一影响机制。根据验证中介效应的三个标准^[31]:(1)中介变量对自变量回归,自变量达到显著的水平;(2)因变量对自变量回归,自变量也达到显著的水平;(3)因变量同时对中介变量和自变量回归,如果中介变量达到显著的水平,自变量的回归系数减小且自变量达到显著的水平,则中介变量起部分中介作用,若自变量回归系数减小且没有达到显著的水平,则中介变量起完全中介作用。本文中,中介变量为家庭成员中从事非农业劳动的比例,自变量为农地是否确权,因变量为农地是否出租。上文已验证第二个标准,接下来,本文将验证第一个和第三个标准。

表 6 模型(1)检验了中介效应的第一个标准,可以发现,农地确权可使家庭成员中参与非农业劳

动的比例提高 2.4 个百分点,在 1%的统计水平上显著,即满足中介效应的第一个标准。模型(2)检验了中介效应的第三个标准,可以发现,家庭成员中从事非农业劳动的比例每提高 1 个百分点,农户出租土地的概率将显著提高 0.067 个百分点,但农地确权的估计系数为 0.040,与没有控制非农业劳动参与比例时的结果(表 3 模型(3))相比仅有微弱的下降。综合验证中介效应的三个标准可得,农地确权通过促进农村劳动力转移而间接促进农地流转的效应较弱,平均而言,农地确权通过促进劳动力转移而间接提高的土地出租概率仅为 $0.161(=2.4 \times 0.067)$ 个百分点,仅占总效应的 3.83% $(=0.161/4.2)$ 。

表 6 中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非农业劳动参与比例	农地出租	农业劳动参与比例	Ln(外部中间要素投入)	Ln(农地自评总价)	Ln(农地自评单价)
农地确权×POST	0.024 *** (0.008)	0.040 ** (0.016)	0.003 (0.010)	0.124 (0.120)	0.147 (0.184)	0.081 (0.089)
非农业劳动参与比例		0.067 ** (0.028)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市哑变量×POST	是	是	是	是	是	是
常数项	0.337 *** (0.017)	0.119 *** (0.024)	0.686 *** (0.022)	5.120 *** (0.203)	8.956 *** (0.340)	2.083 *** (0.166)
观测值	11934	11934	11934	11926	7480	7441
R ²	0.104	0.084	0.155	0.083	0.202	0.211

注:“非农业劳动参与比例”是指家庭成员中参与非农业劳动的比例,“农业劳动参与比例”的定义以此类推。“外部中间要素投入”包括农户购买农药、化肥、种子等农资品,雇佣外部劳动力,租用农用机械设备所发生的费用支出。“农地自评总价”是农户对自己所拥有土地的评估价值。“农地自评单价”是农户对自己所拥有土地的评估单价。

3.促进农业投资。现有研究还指出,农地确权可通过促进农业投资而增加农地需求并减少农地供给^[27]。上文的结果表明,农地确权并没有提高农户租入土地的概率,即农地确权并没有增加农地需求。为验证中介效应,还需要进一步检验农地确权是否可促进农业投资。本文从家庭自有劳动力投入和外部中间要素投入两个方面进行检验。其中,家庭自有劳动力投入以家庭成员中从事农业劳动的比例来衡量;外部中间要素投入为农户购买农药、化肥、种子等农资品,雇佣外部劳动力,租用农用机械设备所发生的费用支出。表 6 模型(3)报告了农地确权对家庭成员中农业劳动参与比例的影响,可以发现,农地确权对农业劳动参与比例没有显著影响^⑤。表 6 模型(4)的估计结果显示,农地确权后,农业外部中间要素投入并没有显著提高。由此可见,农地确权不具有促进农业投资而抑制农地流转的作用。

4.“禀赋效应”。罗必良(2014)指出,农户的承包地是一种被赋予了特殊情感的人格财产,农地确权会使农户给予土地更高的主观价值评价,这使得农户出租土地的意愿价格高于市场的平均支付价格,由此产生“禀赋效应”,从而导致交易双方难以在交易价格上达成一致,进而抑制农地流转^[26]。根据这一理论,农地确权必然会提高农户出租土地的意愿价格。CHFS 数据未询问农户出租土地的意愿价格,但询问了农户对自己所拥有土地的评估价值,农地自我评估价值可视为农地意愿出租价格的折现值,因此,本文以农地自评价值作为土地意愿出租价格的代理变量。表 6 模型(5)报告了农地确权对农地自评总价的影响,模型(6)进一步考虑了承包地面积变动的的影响,即以农地自评单价作为被解释变量。估计结果显示,无论是将农地自评总价还是单价作为被解释变量,农地确权的影响均不显著。由此可见,农地确权不具有通过增强“禀赋效应”而抑制农地流转的效应。

上文的分析还显示出一个看似矛盾的现象,即农地确权在促进农户出租土地的同时并没有降低家庭成员中从事农业劳动的比例(表 6 模型(3))。实际上,这一现象与理论和现实均不矛盾。从理论上讲,如果资本和劳动可以相互替代,且资本的产出高于劳动的产出,那么,随着农地经营规模的扩大,农户可以增加资本投入(比如农业机械)来替代劳动投入,相反,农地经营规模缩小则意味着单位面积上资本投入的成本增加,进而可能使得农户以劳动投入为主。从现实来看,农户的土地可以分成

三种状态：自己耕种、闲置（既未自己耕种也未出租）和出租，因此，农户出租土地面积的增加并不一定会降低自己耕种的土地面积，而有可能使得闲置土地面积减少。为提供相关证据，表 7 进一步考察了农地确权对农地利用情况的影响。结果显示，农地确权并没有降低农户自己耕种土地的概率（模型（1）），但使农户闲置土地的概率显著降低了 3.5 个百分点（模型（2）），这与农地确权对农地出租的边际影响十分接近。由此可见，农地确权后新增出租的农地主要来源于闲置农地，即农地确权激活了农村闲置的农地资源，减少了农地资源的浪费，提高了农地的利用效率。

五、结论与政策启示

本文利用中国家庭金融调查在 2013 年和 2015 年搜集的微观数据检验了农地确权对农地流转的影响。主要研究结论如下：第一，农地确权显著促进了农地出租，在其他因素不变时，农地确权可使农地出租的概率增加 4.2 个百分点，但并不显著影响农地租入。第二，农地确权显著促进了市场化的农地出租，但对非市场化的农地出租没有显著影响，且新增出租的土地主要来源于闲置农地，这表明，农地确权激活了农村闲置的土地资源，减少了农地资源的浪费，提高了农地的利用效率。第三，从影响机制来看，农地确权主要通过强化农地产权保护而直接促进了土地出租，其通过促进农村劳动力转移而间接促进土地出租的效应较弱。与此同时，农地确权不具有通过增强“禀赋效应”、促进农业投资而抑制农地出租的效应。

本文的研究具有重要的政策启示。首先，农地确权是新一轮农村经济改革发展的基础，其目标旨在从供给侧消除农村土地和劳动力两大要素自由流动的壁垒，本文的研究结果表明农地确权通过强化农地产权保护而促进了农地流转，且主要促进了市场化的农地流转，因此，未来应继续推进和完善农地确权，为农地流转市场的发育和发展提供良好的制度保障，以逐步提高农民的财产性收入。其次，本文的研究表明，制度规范是影响农地流转的重要因素，因此，除了加强农地产权保护外，政府可采取适当的措施来规范农地流转市场，比如，建立公开、公正、透明的农地流转网上交易平台等。最后，尽管农地确权后农户非农化倾向增加，但这并不影响农地的使用效率，相反，农地确权可减少农地闲置，促进闲置农地的优化再配置，因此，就解决农地抛荒、撂荒的难题而言，通过强化农地产权保护来激励农户将不愿自己耕种的农地流转出租是解决这一难题行之有效的办法。

注释：

①与 2009 年新一轮农地确权颁发的证书相区别，本文把 2009 年新一轮农地确权之前颁发的证书或合同称为“旧的土地承包证书或合同”。政府在第二轮土地承包开始初期出台的相关文件——《中共中央办公厅国务院办公厅关于进一步稳定和完善农村土地承包关系的通知》（中办发〔1997〕16 号）中明确规定“要及时向农户颁发由县或县级以上人民政府统一印制的土地承包经营权证书”。

②数据来源：人民日报，网址：http://paper.people.com.cn/rmrb/html/2019-01/18/nw.D110000renmrb_20190118_4-02.htm。

③这一问题的设计也在一定程度上避免了受访者将新一轮农地确权颁证和旧农地确权颁证相混淆的问题，因为旧农地确权几乎不会对农地的边界、四至和面积进行准确测量。

④限于篇幅，匹配变量的定义、描述性统计及匹配平衡性检验未汇报，若需要，可向作者索取。

⑤本文发现，农地确权不会显著降低农业劳动参与比例（表 7 模型（3）），但可显著提高非农业劳动参与比例（表 7 模型（1）），二者并不矛盾。在作者的另一项研究中发现，农地确权后，增加的非农业劳动参与者主要来源于农村闲置劳动力（家务劳动者），而非来源于农业劳动者。

参考文献：

[1] Lin, J. Y. Rural Reforms and Agricultural Growth in China[J]. American Economic Review, 1992, 82(1): 34—51.
 [2] Brandt, L., Rozelle, S. Land Rights in Rural China: Facts, Fictions and Issues[J]. The China Journal, 2002, 47(1): 67—97.

表 7 农地确权与农地使用情况

	(1)	(2)
	自己耕种	农地闲置
农地确权×POST	0.020 (0.017)	-0.035** (0.017)
控制变量	是	是
城市哑变量×POST	是	是
常数项	0.674*** (0.031)	0.242*** (0.031)
观测值	11934	11934
R ²	0.091	0.095

注：“自己耕种”是指有农用土地的家庭是否从事农业劳动哑变量，是取值为 1，否则取值为 0，“农地闲置”是指有农用土地的家庭是否闲置土地哑变量，是取值为 1，否则取值为 0。

- [3] Deininger, K., Jin, S. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2005, 78(1): 241—270.
- [4] 钱忠好. 农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析[J]. *管理世界*, 2002, (6): 35—45.
- [5] Besley, T. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5): 903—937.
- [6] Besley, T., Ghatak, M. Property Rights and Economic Development[C]//Rodrick, D., Rosenzweig, M. *Handbook of Development Economics: volume 5*. Princeton: North-Holland, 2010:4525—4595.
- [7] 姚洋. 中国农地制度:一个分析框架[J]. *中国社会科学*, 2000, (2): 54—65.
- [8] Galiani, S., Scharfrodsky, E. Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling[J]. *Journal of Public Economics*, 2010, 94(s9—10): 700—729.
- [9] Macours, K., Janvry, A. D., Sadoulet, E. Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market[J]. *European Economic Review*, 2010, 54(7): 880—899.
- [10] Holden, S. T., Deininger, K., Ghebru, H. Tenure Insecurity, Gender, Low-cost Land Certification and Land Rental Market Participation in Ethiopia[J]. *Journal of Development Studies*, 2011, 47(1): 31—47.
- [11] Chernina, E., Dower, P. C., Markevich, A. Property Rights, Land Liquidity, and Internal Migration[J]. *Journal of Development Economics*, 2014, 110(9): 191—215.
- [12] Deininger, K., Ali, D. A., Alemu, T. Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia[J]. *Land Economics*, 2011, 87(2): 312—334.
- [13] Kemper, N., Ha, L. V., Klump, R. Property Rights and Consumption Volatility: Evidence from a Land Reform in Vietnam[J]. *World Development*, 2015, (71):107—130.
- [14] Do, Q., Iyer, L. Land Titling and Rural Transition in Vietnam[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2008, 56(3): 531—579.
- [15] 马贤磊,仇童伟,钱忠好. 农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2015, (2): 24—39.
- [16] 林文声,杨超飞,王志刚. 农地确权对中国农地经营权流转的效应分析——基于 H 省 2009—2014 年数据的实证分析[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2016, (1): 15—21.
- [17] Jin, S., Deininger, K. Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37(4): 629—646.
- [18] Wang, H., Riedinger, J., Jin, S. Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China[J]. *China Economic Review*, 2015, (36): 220—235.
- [19] Deininger, K., Jin, S. Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China's Rural Land Contracting Law[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2009, 70(1): 22—38.
- [20] 叶剑平,丰雷,蒋妍,罗伊·普罗斯特曼,朱可亮. 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.
- [21] 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.
- [22] 林文声. 新一轮农地确权何以影响农地流转? ——来自中国健康与养老追踪调查的证据[J]. *中国农村经济*, 2017, (7): 31—45.
- [23] 付江涛,纪月清,胡浩. 新一轮承包地确权登记颁证是否促进了农户的农地流转——来自江苏省 3 县(市、区)的经验证据[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2016, (1): 105—113.
- [24] 胡新艳,罗必良. 新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据[J]. *改革*, 2016, (4): 85—94.
- [25] 黄枫,孙世龙. 让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育[J]. *管理世界*, 2015, (7): 71—81.
- [26] 罗必良. 农地流转的市场逻辑——“产权强度—禀赋效应—交易装置”的分析线索及案例研究[J]. *南方经济*, 2014, (5): 1—24.
- [27] 田传浩,贾生华. 农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发育:理论与来自苏浙鲁的经验[J]. *经济研究*, 2004, (1): 112—119.
- [28] Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score[J]. *American Statistician*, 1985, 39(1): 33—38.
- [29] Janvry, A. D., Emerick, K., Gonzalez-Navarro, M., Sadoulet, E. Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(10): 3125—3149.
- [30] 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.
- [31] Baron, R. M., Kenny, D. A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Stastical Consideration[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173—1182.

(责任编辑:易会文)