农地确权作为一种制度变迁:来自中国 劳动力动态调查的证据

陈 强 李文君

摘要:自2008年以来的农地确权,是家庭联产承包责任制实施后,我国农地制度的一次重要制度变迁。农地确权虽为政府推动的强制性制度变迁,但农户与村干部权衡成本收益而做的选择仍会影响到确权进度,故也具有部分诱致性制度变迁的性质。使用中国劳动力动态调查数据(CLDS)的研究揭示,不仅率先确权的村庄有一定特征,即便在村庄内部,农户确权进度也不尽相同。制度变迁的收益越大,则确权进度越快;反之,制度变迁的成本越高,则确权进度越慢。首先,从事农业人数越多、农业毛收入越高,则农户参与确权的积极性越高。其次,村主任学历越高,则出于连任动机更可能推动确权。最后,村庄姓氏人口越集中,则协调成本越高,确权进度越慢。这些结论对农村宅基地确权工作有一定借鉴意义,也提示在评估农地确权的政策效应时应注意可能的内生性。

关键词:农地确权; 制度变迁; 收益; 成本; CLDS

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2025.01.007

一、引言

自2008年以来的农地确权,无疑是家庭联产承包责任制实施后,我国农地制度的一次重要制度变迁。农地确权的本质是在实测基础上,以使用权证书的形式界定农户的土地承包经营权。尽管已有很多文献研究农地确权,但几乎都集中于考察农地确权的政策效应,而极少探讨农地确权究竟如何发生。本研究将农地确权视为一种制度变迁(而不仅仅是政策变化),从制度变迁的收益与成本角度,探讨农户与村干部在农地确权过程中的选择与行为,并使用中国劳动力动态调查数据(China Labor-force Dynamic Survey,简记CLDS)进行实证分析。

在宏观层面,作为自上而下的农地确权改革,无疑是国家推动的强制性制度变迁。但在微观层面,农户与村庄仍可主动要求尽快确权,或故意推迟确权,进而影响确权进度,因此农地确权也带有诱致性制度变迁的部分性质。传统观点认为,农户只是被动地参与确权,其参与确权的时机具有随机性。但本文使用2014年CLDS数据研究发现,即使在同一村庄内部,农户的农地确权进度也不尽相同,可找到一定的规律性模式,且符合诱致性制度变迁理论的解释。

实证分析发现,在农户层面,从事农业人数越多、农业毛收入越高,则制度变迁的收益越大,农地确权进度会越快。在村庄层面,村干部学历较高,则越有动力积极推动农地确权,该村确权进度也越快。这是因为,高学历村干部的连任机会较多,故其积极参与确权的激励也更大。如果村庄存在宗族势力,则推进农地确权可能遇到障碍,面临一定的协调成本。实证分析揭示,村庄的姓氏人口分布越集中(以村庄最大三个姓氏人口占总人口的比重衡量),以姓氏人口为代表的宗族势力差异悬殊,则农地确权的协调成本越高^①,村庄农地确权的进度越慢。这些结果通过了一系列的稳健性检验,包括使

作者简介:陈强,山东大学经济学院教授(济南 250100; qiang2chen2@126.com);李文君,山东大学经济学院博士研究生(济南 250100; 362236087@qq.com)。

^① 如果村庄只有一个姓氏,可能协调成本反而更低。但这在数据中较为少见,在样本中的221个村庄,仅6个村庄为单姓。

用替代方法度量作为被解释变量的农地确权,以及使用不同的计量方法。

与这项研究旨趣最为接近的是陈奕山等的研究^①。该文使用农村固定观察点的村级数据,试图回答“新一轮农地确权:率先发生在何处”的问题。结果发现,村庄劳动力外出与本地非农就业比例、土地流转状况、区位特征、财政对上级的依赖性、村干部年龄和过往土地调整情况均影响村庄成为首批确权地的可能性。但这一研究的样本容量仅为97。

Wang等在研究农地确权对农村土地租赁市场的影响时,为了检验农地确权的内生性,也考察了一些村级变量对于农地确权的影响^②。结果发现这些村级变量对于农地确权均无解释力,他们遂将农地确权过程视为准自然实验。但由于Wang等的样本容量仅为95,所选村级解释变量较少,且未包括影响农地确权的一些关键变量,故所得结论仍有待进一步考察。相较于上述研究,本文首次使用农户层面的微观数据,考察农户与村庄特征对于农地确权的影响,实际回归的样本容量达到4776或更多,故实证分析结论更可靠。

在学术方面,这项研究有以下两方面意义。首先,通过研究农地确权这一重要制度变迁的驱动因素,可对制度经济学作出新的贡献。其次,通过研究农地确权的决定因素,可促使学界在研究农地确权的政策效应时,充分认识到农地确权可能的内生性。学者们在研究农地确权的处理效应时,通常默认其处理分配为外生,至少对农户而言如此。但若农户可在一定程度上选择农地确权的时机,则将农地确权作为外生冲击考察其效应,就可能产生选择偏差。这或许有助于解释为何学界对于农地确权的政策效应,比如农地确权对于土地流转的作用,存在不同观点。在实践方面,由于目前农村宅基地的确权工作仍在进行中,研究结果具有一定借鉴意义。更一般地,未来在我国农村推行其他新政时,也可提供政策参考。

其余部分安排如下:第二部分介绍我国农地确权的背景与实施;第三部分考察农户与村干部的选择并提出行为假说;第四部分为数据说明;第五部分进行农户层面的回归;第六部分进行农户与村庄层面的回归;第七部分为结论^③。

二、我国农地确权的背景与实施

20世纪70年代末、80年代初,在农村土地集体所有的前提下,我国建立了家庭联产承包制,形成农村土地所有权和经营权两权分离的制度。在家庭联产承包责任制下,农村土地集体所有制的内涵未变,但农民获得了承包土地经营获利的权利。在完成上交国家和集体提留义务后,农民即享有土地经营的剩余产品。家庭联产承包责任制赋予了农民剩余索取权^④,有效调动了农民从事农业经营的积极性,促进了农业的快速增长^{⑤⑥}。

然而,当时的法律并未清晰界定农村土地承包经营权的权属,也未建立承包经营权登记颁证制度,故依法保障农民土地承包经营权的问题并未得到根本解决。随着时间推移,家庭联产承包责任制法律保障不健全的局限性日益显现。首先,因土地产权模糊而引发的产权侵蚀和地权纠纷成为普遍

① 陈奕山、纪月清、钟甫宁等:《新一轮农地确权:率先发生在何处》,《财贸研究》2018年第2期。

② Wang Y., Li X., Li W., et al., “Land Titling Program and Farmland Rental Market Participation in China: Evidence from Pilot Provinces”, *Land Use Policy*, 2018, 74, pp. 281-290.

③ 因版面限制,本文一些次要内容(含文献回顾、描述性统计、机制分析与异质性分析)未放入正文,感兴趣的读者可通过邮箱向第一作者索取。

④ 罗必良:《从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来》,《农业经济问题》2019年第1期。

⑤ Lin J. Y., “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 1992, 1, pp. 34-51.

⑥ 孙圣民、陈强:《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》,《经济学》(季刊)2017年第2期。

现象^①。其次,因土地承包经营权保障制度缺失,农户的土地承包权益易受侵犯,违法强征农地时有发生^{②③}。最后,农村土地产权关系不明晰阻碍了农村土地流转^④,导致农村土地分割零碎,农户陷入土地经营规模狭小的困境^{⑤⑥⑦}。

解决上述问题的根本途径是建立有效的土地承包经营权保护制度。2008年10月党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》,要求“赋予农民更加充分而有保障的土地承包经营权,现有土地承包关系要保持稳定并长久不变”,并提出“搞好农村土地确权、登记、颁证工作”^⑧,由此拉开农地确权的序幕。与原有村委会纸质化记录相比,确权、登记和颁证可提供更便利的记录,使得农户产权范围更清晰,并获得法律保障,进一步增强产权安全性。

2008年初,农地确权的探索试点在成都率先开展^{⑨⑩⑪⑫}。2009年,农业部选取四川等8个省份的8个村庄进行农地确权试点^⑬。2010年中央一号文件提出,农地确权要“全面落实承包地块、面积、合同、证书‘四到户’,扩大农村土地承包经营权登记试点范围”^⑭。2011年末,在前期试点基础上,农业部等四部委联合下发《关于农村集体农地确权登记发证的若干意见》,进一步明确农地确权的范围、法律依据和权力主体,开启在全国范围内的农地确权登记试点。此次确权任务包括三部分:一是在实测基础上厘清承包地的四至,以确保物权标的准确无误,即“确实权”;二是建立注册登记管理制度,对土地承包经营权的设立、变更、转让和灭失等进行法律备案,为土地流转可能导致的产权纠纷提供法律依据;三是给农户承包地颁发土地经营权证书,提供正式的法律表达,即“颁铁证”。

农地确权的具体实施步骤如下^⑮:

(1)对于决定开展确权的地区(一般以县为单位),由当地政府主持开展土地确权机构的招投标,并组成土地确权政府工作小组。

(2)确权工作小组进场,到确权地开展调研,形成初步情况统计表,逐户核实。

(3)结合影像资料等,赴土地现场实地测量,形成最终权属图表。将确权结果在集体范围内公示,接受集体成员修改建议后二次公示。

(4)测绘公司提交确权结果至政府机关并逐级上报,由县级政府登记造册,向权利人颁发权证。

(5)将确权结果录入土地管理电子平台,纸质文件归档,便于确权信息的管理。

2013年中央一号文件提出“用5年时间基本完成农村土地承包经营权确权登记颁证工作,妥善解

① 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》,《经济研究》2017年第11期。

② 丰雷、郑文博、张明辉:《中国农地制度变迁70年:中央—地方一个体的互动与共演》,《管理世界》2019年第9期。

③ 李江涛、熊柴、蔡继明:《开启城乡土地产权同权化和资源配置市场化改革新里程》,《管理世界》2020年第6期。

④ 周靖祥、陆铭:《内地农村土地流转何去何从?——重庆实践的启示》,《公共管理学报》2011年第4期。

⑤ 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年第5期。

⑥ 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?》,《管理世界》2016年第1期。

⑦ 高强、孙光林:《农地确权能够提高农地产出吗?——基于农地细碎化的中介效应实证分析》,《湖北大学学报(哲学社会科学版)》2020年第4期。

⑧ 《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》,《人民日报》2008年10月20日,第1版。

⑨ 周其仁:《城乡中国》,北京:中信出版社,2017年,第105—109页。

⑩ 《成都推进农地确权改革明确土地流转主体》, <https://news.sina.com.cn/c/sd/2009-02-07/005717164074.shtml>, 访问日期:2024年5月22日。

⑪ Li L., “Land Titling in China: Chengdu Experiment and Its Consequences”, *China Economic Journal*, 2012, 5(1), pp. 47-64.

⑫ Zhou Y., Chand S., “Regression and Matching Estimates of the Effects of the Land Certification Program on Rural Household Income in China”, *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 2013, 2(8), pp. 350-359.

⑬ 《农村土地承包权新增9省区试点》, <http://cpc.people.com.cn/n/2015/0228/c87228-26609155.html>, 访问日期:2024年5月22日。

⑭ 《中共中央国务院关于加大统筹城乡发展力度 进一步夯实农业农村发展基础的若干意见》,《人民日报》2010年2月1日,第1版。

⑮ 肖山、张嘉夫:《金融法学家(第七辑)》,北京:中国政法大学出版社,2015年,第285—293页。

决农户承包地块面积不准、四至不清等问题”^①。2014年11月,中共中央办公厅、国务院办公厅下发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》指出,要建立健全承包合同取得权利、登记记载权利、证书证明权利的土地承包经营权登记制度。

2015年农业部等下发的《关于认真做好农村土地承包经营权确权登记颁证工作的意见》再次提出,要通过确权登记颁证,建立涉及土地承包经营权的设立、转让、互换、变更、抵押等内容的登记制度,确认农户对承包地的占有、使用、收益等各项权利,强化对土地承包经营权的物权保护。

2016年中央一号文件要求继续扩大农地确权整省试点的范围^②。2017年,农地确权在全国全面铺开。从2008年起,经过12年的实验、试点、推广和全面铺开,我国已于2020年基本完成了农村农地确权,实现农村土地所有权、承包权、经营权的三权分置^③,最终形成产权清晰、权能明确、权益保障、流转顺畅、分配合理的农村集体土地产权制度。本文所用2014年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,在时间节点上正好位于农地确权过程的中间,各村庄与农户进度不一,便于考察农地确权进度的影响因素。

三、农户与村干部的行为假说

根据制度经济学的理论,制度变迁一般可分为“强制性制度变迁”与“诱致性制度变迁”^{④⑤}。其中,强制性制度变迁是由政府行政命令或立法等强制力所推行的制度变迁;诱致性制度变迁则是由个体或群体在有利可图的情况下自发推动的制度变迁。例如,我国20世纪70年代末、80年代初实施的家庭联产承包责任制,就是一种自下而上的诱致性制度变迁^{⑥⑦}。

在宏观层面,农地确权改革被视为强制性制度变迁。但在微观层面,农户与村庄既可积极响应确权,也可消极应对确权,甚至反对确权,进而影响农地确权改革的进程。农户与村庄在确权改革中的选择与行为,取决于国家推动的农地确权是否反映了自身的制度变迁需求。换言之,制度需求是制度变迁的诱因,若忽视制度变迁的诱致性特征,将无法准确理解农地确权何以发生。事实上,在我国农地制度变迁中,诱致性和强制性的制度变迁常常交织在一起^⑧。农户对于制度变迁(例如农地确权)的需求,可能恰恰是促使国家推动农村土地制度变革的原动力^{⑨⑩}。根据诱致性制度变迁的理论,只有当制度创新参与者的收益大于成本时,才会采用新的制度。进一步,制度变迁的收益越大,成本越低,则制度变迁的进程也越快。在农地确权的制度变迁中,村民与村干部无疑是主要参与者,故下面分别考察二者的收益与成本。

① 《中共中央国务院关于加快发展现代农业 进一步增强农村发展活力的若干意见》,《人民日报》2013年2月1日,第1版。

② 《中共中央国务院关于落实发展新理念加快农业现代化实现全面小康目标的若干意见》,《人民日报》2016年1月28日,第1版。

③ 朱冬亮:《农民与土地渐行渐远——土地流转与“三权分置”制度实践》,《中国社会科学》2020年第7期。

④ Hayami Y., Ruttan V. W., *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore MD: Johns Hopkins University Press, 1985, pp. 62-85.

⑤ Lin J. Y., “An Economic Theory of Institutional Change: Induced and Imposed Change”, *Cato Journal*, 1989, 1, pp. 1-33.

⑥ Lin J. Y., “The Household Responsibility System Reform in China: A Peasant’s Institutional Choice”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1987, 69(2), pp. 410-415.

⑦ Lin J. Y., “The Household Responsibility System in China’s Agricultural Reform: A Theoretical and Empirical Study”, *Economic Development and Cultural Change*, 1988, 36(S3), pp. S199-S224.

⑧ 张红宇:《中国农地制度变迁的制度绩效:从实证到理论的分析》,《中国农村观察》2002年第2期。

⑨ 丰雷、郑文博、张明辉:《中国农地制度变迁70年:中央—地方一个体的互动与共演》,《管理世界》2019年第9期。

⑩ 吴一恒、曲福田、马贤磊:《基于“设计—演化”视角的中国农地制度变迁逻辑研究》,《制度经济学研究》2021年第1期。

（一）农户的选择

由于农地确权一般以村为单位进行，故一种观点认为，农户无法选择是否参与农地确权^①。但 CLDS 数据显示，即使在同一村庄，农户是否已确权也不尽相同。由于承包地块需专人实地测量制册，故农地确权是一个费时费力的过程，不可能全村一蹴而就。因此，同一村庄农户的确权顺序一般也有先后差别，而孰先孰后则受到农户收益与成本的影响。

农户参与确权的成本主要是时间成本，譬如配合丈量耕地、办理行政手续等，这在农户之间差异不大。农户参与确权的收益包括提高地权安全性、信贷可得性以及促进土地交易与出租。具体而言，确权颁证为农户土地承包经营权提供了坚实的法律保障，且土地承包经营权证还可用于抵押贷款。进一步，确权后农户承包土地的面积和四至得到准确测量和界定，可有效降低交易费用，便利土地流转，且有助于实现规模经营。显然，家庭从事农业人数越多、农业毛收入越高，则农户期待通过农地确权增进制度收益的愿望越强，故越有积极性参与确权。为此，提出假说 1。

假说 1：家庭从事农业人数越多、农业毛收入越高，则农户越有积极性参与农地确权，确权进度越快。

（二）村干部的选择

由于农地确权最终由村委会或村干部来落实，故下面着重考察村干部的选择与行为。从诱致性制度变迁的角度，村干部参与农地确权的主要收益为对其个人连任的助益。尽管村干部并非国家公务员，晋升机会很少，但他们也有通过业绩而提升连任机会的动机。事实上，样本中村主任和村支书的平均任期分别仅为 3.59 与 3.67 年，说明村干部连任并非大概率事件，也更强化了村干部谋求连任的动机。作为国家既定方针，农地确权也是一项政治任务。因此，积极有效地完成农地确权工作，也是村干部为连任而追求的一项政绩。此外，由于农地确权符合村民利益，通常为受农户欢迎的政策，有助于提升农户的认可度，故谋求连任的村干部也有推进农地确权的动力^②。

但村干部连任的可能性，还受到自身年龄和学历的影响。在后农业税时期，地方政府通过推动村干部年轻化与村干部职业化来提高基层治理现代化水平^③。年龄和学历成为村干部选拔中的重要门槛。若村干部年龄较大，则获得连任的概率可能较低，这或影响其推进农地确权的积极性。类似地，若村干部的受教育水平较低（比如小学以下），则可能制约其对新技术和政策的理解，不利于村庄治理的现代化，连任概率可能也较低，其推动土地确权的动力也可能更弱。为此，提出假说 2。

假说 2：村干部年龄越低、学历越高，则越有连任动力积极推动农地确权，该村农地确权进度越快。

在成本方面，村干部推进农地确权的个人成本主要为付出的时间与努力。而在村庄层面，由于宗族势力对地权配置的介入^④，农地确权或须付出一定的协调成本，才能在集体成员之间达成共识。村庄在推进农地确权时，可能遭遇的冲突与阻碍包括：（1）土地权属情况复杂，集体成员承包区域存在交叉，各方矛盾长期积累；（2）部分地区土地流转登记存在空白，承包土地被私下易手或口头约定让渡部分面积，造成确权时权属不清，难以认定；（3）对于土地之上的附着物（如农作物、农业设施），其价值评定与产权归属缺乏制度规定，难以实现确权^⑤。

为了考察协调成本对于农地确权的影响，可从姓氏人口分布的角度进行度量。土地是村庄最重要的生产资料，宗族之间会在初始地权界定时展开竞争，导致农户之间的初始地权不平等。宗族也会介入村庄的土地调整，形成对宗族内部成员有利、但与村庄地权公平需求相悖的结果。为维护既有的

① Wang Y., Li X., Li W., et al., “Land Titling Program and Farmland Rental Market Participation in China: Evidence from Pilot Provinces”, *Land Use Policy*, 2018, 74, pp. 281-290.

② Martinez-Bravo M., Padró i Miquel G., Qian N., et al., “The Rise and Fall of Local Elections in China”, *American Economic Review*, 2022, 112(9), pp. 2921-2958.

③ 黄思：《村干部年轻化与基层治理变迁——基于“走读干部”现象的考察》，《中国青年研究》2023年第4期。

④ 仇童伟、罗必良：《“好”的代理人抑或“坏”的合谋者：宗族如何影响农地调整？》，《管理世界》2019年第8期。

⑤ 肖山、张嘉夫：《金融法学家（第七辑）》，第285—293页。

地权利益,宗族甚至可能对农地确权改革持抵制态度^①。如果村庄的“民间”权力较不均等,比如以姓氏人口为代表的宗族势力差异悬殊^②,则可能导致村庄地权利益格局失衡,协调成本上升,无疑会增加农地确权的难度。为此,提出假说3。

假说3:村庄的姓氏人口分布越集中,则农地确权的协调成本越高,农地确权进度越慢。

四、模型设定与数据说明

(一)数据来源

数据来自中山大学社会科学调查中心的中国劳动力动态调查(CLDS)。使用2014年CLDS横截面数据,因为此前的CLDS问卷并未包含农地确权的相关信息。在已有农地确权的实证研究中,有些数据来自地方性调查,缺乏全国代表性;而另一些研究则使用年龄受限的全国性调查,比如中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)仅包括45岁以上的样本^③。这凸显了CLDS数据的优势,其分层抽取的样本不仅具有全国的代表性(覆盖除港澳台地区、西藏和海南之外的29个省、自治区和直辖市),而且基本不受年龄的限制(调查对象为样本家庭的全部劳动力,即年龄15—64岁的家庭成员)。

CLDS提供了村居、家庭和个体三个层面的数据,包括城镇社区和村庄两个不同的行政主体。根据农地确权的研究需要,首先剔除了城镇社区的数据,仅保留村庄的数据。然后,将村居、家庭和个体数据进行匹配合并,清理缺失数据和无效数据,以构建研究样本。此样本包括27个省(自治区、直辖市)的164个村庄,共17524个农户,其中广东、山东与甘肃的农户最多,北京、天津与重庆的农户最少。在样本中,各省的农户确权比例也表现出一定差异。

(二)农户层面的变量选取

本研究使用农户与村庄两个层面的变量。首先介绍农户层面的变量选择(如无特别说明,本小节变量均为农户层面的变量)。

1. 被解释变量:*land_right*表示土地是否已确权,用来刻画制度变迁。若农户已完成农地确权,则取值为1;反之取值为0。具体而言,针对CLDS问卷中的问题“是否领到《农村土地承包经营权证书》”与三个备选应答项“是”“否”和“不清楚”,若农户回答“是”(共6449户),则视为已确权,*land_right*赋值为1;若回答“否”(共6591户),则视为未确权,*land_right*赋值为0;若回答“不清楚”(仅1674户),则将*land_right*视为缺失值。对于回答“不清楚”的农户,很可能并未领到《农村土地承包经营权证书》,故作为稳健性检验,定义*land_right2*,将回答“不清楚”的农户之*land_right*赋值为0。正如下文所示,无论使用*land_right*或*land_right2*进行回归分析,所得结果均类似。

2. 核心解释变量包括*labor*(从事农业人数)^④与*income_agr*(农林牧副渔毛收入)。控制变量包括*land*(耕地面积)、*land_idle*(抛荒耕地面积)、*land_leased_in*(承包他人耕地面积)、*tractor*(是否有拖拉机)、*machinery*(是否有大型农机具)、*livestock*(是否有用于生产的牲畜)、*coop*(是否参与农业生产合作组织),以及*farm_subsidy*(从事农业生产是否获政府补贴)。考虑到外出打工与在家种地农户可能存在行为区别,还定义了虚拟变量*income_agr_d*(变量*income_agr*是否等于0),即“无农业收入=1”,而“有农业收入=0”^⑤。

① 仇童伟、罗必良:《乡村治理现代化过程中宗族与地权稳定性》,《经济学动态》2021年第9期。

② 仇童伟、罗必良:《“好”的代理人抑或“坏”的合谋者:宗族如何影响农地调整?》,《管理世界》2019年第8期。

③ 在本文样本中,户主年龄在45岁以下的观测值占36.15%,故若仅使用户主45岁以上的观测值将在一定程度上牺牲样本的代表性。

④ 指农户家中从事农业生产超过三个月的人数。

⑤ 在样本中,无农业收入农户占45%,而有农业收入农户占55%。

另外,还控制了有关户主(问卷中称为“家庭成员1”)的一些特征变量,包括 *age*(户主年龄)、*male*(户主是否男性)、*party*(户主是否党员)、*edu_noprimary*(户主受教育水平是否为小学以下)、*edu_primary*(户主受教育水平是否为小学)、*edu_juniorhigh*(户主受教育水平是否为初中),以及 *edu_juniorabove*(户主受教育水平是否为初中以上)。有关农户层面变量的含义与统计特征,参见附录表A.1。

一方面,由于已有较多控制变量,故遗漏变量偏差应该不大(尽管无法彻底排除)。另一方面,核心解释变量 *labor* 与 *income_agr* 也不太可能存在反向因果关系。首先,虽然确权可能影响农户未来的生育决策,但确权当期的农业人口数仅取决于确权之前的家庭生育决策,且成长为农业劳动力需要数十年时间。因此,确权无法影响当期的农业人口。其次,根据调查问卷的设计,农业毛收入为农户2013年农林牧副渔毛收入,而确权则是2014年调查时农户是否确权,故农户2014年确权状态难以影响其2013年农业毛收入。

(三)村庄层面的变量选取

在村庄层面,变量名均以“v_”开头(“v”表示village)。核心解释变量包括 *v_leader1_age*(村主任年龄)、*v_leader1_noprimary*(村主任受教育水平是否为小学以下)、*v_leader1_primary*(村主任受教育水平是否为小学)、*v_leader1_juniorhigh*(村主任受教育水平是否为初中)、*v_leader1_juniorabove*(村主任受教育水平是否为初中以上),以及 *v_surname3_ratio*(村庄三大姓氏占总人口比重)。

村庄层面的控制变量包括 *v_inland*(村庄耕地面积的对数)、*v_land_idle*(村庄是否有土地抛荒)、*v_land_adjust*(2003年以来是否有土地调整)、*v_lnpop*(村庄户籍人口的对数)、*v_income_agr*(村庄人均农业收入)、*v_industry*(村庄是否有非农产业)、*v_firm_num*(村庄的企业数量)、*v_dist_county*(村庄距离县城的距离),以及 *v_surname_leader*(村主任姓氏是否为第一大姓)。为了考察同群效应(peer effect),定义了每个农户“除自身外的村庄确权比例”(*v_land_right_r*)^①。对于未确权农户, *v_land_right_r* 的取值为“村庄确权农户数/(村庄总户数-1)”;而对于已确权农户,其取值为“(村庄确权农户数-1)/(村庄总户数-1)”。

另外,还控制了有关村主任与村支书的相关特征变量,包括 *v_leader1_party*(村主任是否为党员)、*v_leader1_tenure*(村主任任期年限)、*v_leader1_vote*(村主任当选的得票率)、*v_leader2_age*(村支书年龄)、*v_leader2_noprimary*(村支书受教育水平是否为小学以下)、*v_leader2_primary*(村支书受教育水平是否为小学)、*v_leader2_juniorhigh*(村支书受教育水平是否为初中)、*v_leader2_juniorabove*(村支书受教育水平是否为初中以上)、*v_leader2_tenure*(村支书任期年限),以及 *v_same_leader*(村主任与书记是否同一人)。

五、农户层面的回归

由于被解释变量为虚拟变量,故首先进行农户层面的Logit回归。为了控制村庄的固定效应,使用条件最大似然估计,即以每个村庄已确权农户数作为充分统计量,最大化给定此充分统计量条件下的似然函数^②。由于控制了村庄的固定效应,故无法在回归方程中加入村庄层面的变量。另外,村庄中农户确权状态无变化的观测值(即样本中所有农户均未确权或均已确权的村庄),将无法放入固定效应的回归中,故会损失一些观测值。作为对比,进一步估计了仅包含农户层面变量的随机效应模型。在根据 *p* 值计算显著性水平时,使用聚类到村庄的自助聚类稳健标准误,并自助抽样500次。回

① 变量 *v_land_right_r* 与全村的的确权比例 (*land_right_ratio*) 定义不同,前者为剔除农户自身外的村庄确权比例。

② 对于非线性面板,一般无法通过加入个体虚拟变量来控制个体固定效应。虽然本文数据为农户的横截面数据,并无时间维度,但仍可使用Stata命令“xtset village”,然后通过命令“xtlogit, fe”进行控制村庄固定效应的条件最大似然估计。

归结果见表1。

表1 农户层面的固定效应回归结果

	(1) <i>land_right</i>	(2) <i>land_right</i>	(3) <i>land_right2</i>	(4) <i>land_right2</i>
<i>land</i>	0.0182	0.0219**	0.0125	0.0155
<i>land_idle</i>	-0.0274	-0.0317***	-0.0244	-0.0277**
<i>land_leased_in</i>	0.0132	0.0131	0.0147	0.0148*
<i>labor</i>	0.2300***	0.2270***	0.1970***	0.1950***
<i>tractor</i>	0.2800*	0.2790*	0.2610	0.2640*
<i>machinery</i>	-1.3870***	-1.3990***	-1.3720***	-1.3820***
<i>livestock</i>	-0.0632	-0.0578	-0.0109	-0.0039
<i>income_agr</i>	0.0103**	0.0106**	0.0081**	0.0083**
<i>income_agr_d</i>	0.3210**	0.2890*	0.2070	0.1800
<i>coop</i>	0.7660	0.8360*	0.7240*	0.7830**
<i>farm_subsidy</i>	0.1920	0.1800	0.2790*	0.2710*
<i>age</i>	0.0032	0.0031	0.0000	-0.0002
<i>male</i>	0.0625	0.0564	0.1040	0.1000
<i>party</i>	0.1260	0.1430	0.2550	0.2670
<i>edu_primary</i>	-0.3170	-0.3170	-0.1570	-0.1590
<i>edu_juniorhigh</i>	-0.2330	-0.2370	-0.0804	-0.0859
<i>edu_juniorabove</i>	0.1770	0.1630	0.1620	0.1500
常数项	无	-0.7900*	无	-1.0640***
村庄效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
样本容量	5352	6283	6182	6990

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; p 值根据聚类到村庄的自助聚类稳健标准误计算, 并自助抽样 500 次。

表1第(1)列汇报了以 *land_right* 为被解释变量, 并控制了村庄固定效应后的 Logit 回归结果。其中, *labor* (农户从事农业人数) 与 *income_agr* (农户农业毛收入) 的系数显著为正, 说明农户从事农业人数越多、农林业毛收入越高^①, 则农户越有积极性参与农地确权, 确权进度越快, 故支持假说1。

变量 *income_agr_d* (是否无农业收入) 的系数在 5% 的水平上显著为正, 说明无农业收入农户相较于有农业收入农户, 参与确权的积极性更高。可能的原因是, 无农业收入农户可能外出打工或从事非农产业, 其耕地一般会被流转出去, 故有更强的产权保护需求。这表明, 两类农户参与确权的行为存在一定的差异。

然而, *machinery* (是否有大型农机具) 的系数却在 1% 水平上显著为负。拥有大型农机具的农户, 其耕地面积通常也更大 (*machinery* 与 *land* 的样本相关系数为 0.083), 且更可能承包他人的农地 (*machinery* 与 *land_leased_in* 的样本相关系数为 0.103), 故似乎应更积极参与农地确权。一种可能的解释是, 拥有大型农机具的农户, 或许低报了其私下流转经营的农地规模; 而这些拥有大型农机具的农户之所以对农地确权积极性不高, 可能是担心过早确权会影响其对于私下转入农地的经营权和使用权。若此解释成立, 则在未来推进制度变迁时, 应考虑如何打消当事人顾虑, 使制度变迁更为

① 我们曾尝试将 *income_agr_r* (农户农业收入占比) 加入回归中, 但结果不显著, 故未放入表1回归结果中。

顺利。其余变量(包括户主的个人特征)均不显著。特别地,变量 *party* 的系数也不显著,尽管取值为正。这意味着,农户在参与农地确权的过程中,其行为更多地受制于成本与收益的经济因素。

表1第(2)列汇报了控制村庄随机效应的Logit回归结果,其系数估计值与第(1)列固定效应的结果很类似,且变量 *labor*、*income_agr* 与 *machinery* 的显著性也类似。但在第(2)列中, *land*(耕地亩数)的系数显著为正,而 *land_idle*(抛荒耕地亩数)的系数显著为负,此结果在实质上与假说1一致。由于固定效应与随机效应的点估计很接近,豪斯曼检验(Hausman test)的结果显示二者并无显著差异,故支持“随机效应为正确模型”的原假设。最后,表1第(3)与(4)列分别汇报了以 *land_right2* 为被解释变量的固定效应与随机效应的Logit回归结果,在性质上与第(1)(2)列类似。

六、农户与村庄层面的回归

在农户层面回归中,无论以 *land_right* 还是 *land_right2* 作为被解释变量,豪斯曼检验均发现固定效应与随机效应的点估计无显著差异,故支持随机效应模型。因此,分别使用Logit与Probit模型进行控制村庄随机效应的回归分析。随机效应模型的优势在于,可放入村庄层面的变量,可以考察村庄层面的变量(包括村干部的特征)对于农地确权进程的影响。回归结果可见于表2^①。

表2第(1)列以 *land_right* 为被解释变量,汇报控制村庄随机效应的Logit回归结果。与表1第(2)列相比,加入村庄层面的变量后,农户层面变量的系数符号与显著性基本没变。例如, *labor*(从事农业人数)与 *income_agr*(农林牧副渔毛收入)的系数依然显著为正,而 *land_idle*(抛荒耕地亩数)的系数仍然显著为负,故仍支持假说1。

表2 农户与村庄层面的回归结果

	(1) <i>land_right</i> (Logit)	(2) <i>land_right</i> (Probit)	(3) <i>land_right2</i> (Logit)	(4) <i>land_right2</i> (Probit)
<i>land</i>	0.0200*	0.0111*	0.0266**	0.0266**
<i>land_idle</i>	-0.0324***	-0.0175***	-0.0410***	-0.0410***
<i>labor</i>	0.2460***	0.1430***	0.1910***	0.1910***
<i>tractor</i>	0.2560	0.1560	0.2710	0.2710
<i>machinery</i>	-1.4950***	-0.8370***	-1.3400***	-1.3400***
<i>livestock</i>	0.1230	0.0685	0.1070	0.1070
<i>income_agr</i>	0.0155***	0.0092***	0.0104**	0.0104**
<i>income_agr_d</i>	0.2430	0.1450	0.1330	0.1330
<i>coop</i>	1.0180	0.4800	0.9730**	0.9730**
<i>farm_subsidy</i>	0.3060	0.1750	0.3640**	0.3640**
<i>age</i>	0.0045	0.0025	0.0001	0.0001
<i>male</i>	0.0356	0.0243	0.0730	0.0730
<i>party</i>	-0.0233	-0.0149	0.1350	0.1350
<i>edu_primary</i>	-0.4160	-0.2340	-0.2360	-0.2360
<i>edu_juniorhigh</i>	-0.2100	-0.1280	-0.1140	-0.1140
<i>edu_juniorabove</i>	-0.0509	-0.0327	-0.1030	-0.1030
<i>v_inland</i>	0.1110	0.0656	0.0755	0.0755

① 其中,变量 *v_leader2_juniorabove* 和 *income_agr_d* 因严格多重共线性而无法放入回归方程。

续表 2

	(1) <i>land_right</i> (Logit)	(2) <i>land_right</i> (Probit)	(3) <i>land_right2</i> (Logit)	(4) <i>land_right2</i> (Probit)
<i>v_land_idle</i>	-0.7990*	-0.4440*	-0.5440	-0.5440
<i>v_lnpop</i>	0.1020	0.0726	0.0218	0.0218
<i>v_land_adjust</i>	10.9000**	6.1360**	10.4800**	10.4800**
<i>v_land_rigth_r</i>	0.4000**	0.2180**	0.4450**	0.4450**
<i>v_income_agr</i>	-0.0159	-0.0090	-0.0047	-0.0047
<i>v_industry</i>	-0.0088	-0.0071	0.0364	0.0364
<i>v_firm_num</i>	0.0036	0.0019	0.0053	0.0053
<i>v_surname3_ratio</i>	-0.0284***	-0.0160***	-0.0264***	-0.0264***
<i>v_dist_county</i>	0.0278**	0.0153**	0.0213**	0.0213**
<i>v_leader1_age</i>	-0.0459	-0.0255	-0.0435	-0.0435
<i>v_leader1_primary</i>	2.7380**	1.5490**	2.1720**	2.1720**
<i>v_leader1_juniorhigh</i>	2.9540***	1.6730***	2.1870**	2.1870**
<i>v_leader1_juniorabove</i>	1.9260*	1.0960*	1.4520	1.4520
<i>v_leader1_party</i>	-0.0539	-0.0020	0.0420	0.0420
<i>v_leader1_tenure</i>	0.0761	0.0394	0.0351	0.0351
<i>v_leader1_vote</i>	-0.0010	-0.0002	-0.0046	-0.0046
<i>v_leader2_age</i>	-0.0052	-0.0029	-0.0027	-0.0027
<i>v_leader2_primary</i>	-0.0006	-0.0029	0.1760	0.1760
<i>v_leader2_juniorhigh</i>	-0.1930	-0.1140	0.2150	0.2150
<i>v_leader2_tenure</i>	-0.0312	-0.0187	-0.0249	-0.0249
<i>v_same_leader</i>	-0.0798	-0.0533	-0.0093	-0.0093
<i>v_sursame_leader</i>	-0.0139	-0.0098	-0.1140	-0.1140
常数项	-4.1680	-2.3870	-4.0260	-4.0260
村庄效应	随机效应	随机效应	随机效应	随机效应
样本容量	4776	4776	5279	5279

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; ρ 值根据聚类到村庄的聚类稳健标准误计算。

变量 *v_land_right_r*(除自身外的村庄确权比例)的系数显著为正,说明农户参与农地确权的意愿可能受到同村其他农户的正向影响,存在一定的同群效应(*peer effect*)。如果同村农户大多已确权,则未确权农户参与确权的意愿会显著提升。因此,在实施农村产权改革时,可采取先易后难的策略,优先引导改革意愿强的农户实施改革,并通过同群效应引领其余人群。

一方面,村庄变量 *v_surname3_ratio*(村庄三大姓氏占总人口比重)的系数显著为负。这说明与姓氏人口集中度相关的宗族势力若过于强大,则可能使得村庄的实际权力较为集中,导致在土地权益上的纠纷增加,协调成本上升,从而增大农地确权的难度。反之,若姓氏人口分布比较均匀,则不易发生土地纠纷或产权争端,从而降低农地确权的成本。显然,此结果支持假说3。另一方面,村庄变量 *v_surname_leader*(村主任姓氏是否为第一大姓)的系数并不显著。可能的原因是,村主任姓氏为第一大姓对于农地确权工作的推进有利有弊,导致结果不显著。

村庄变量 *v_dist_county*(村庄距县城的距离)的系数在5%水平上显著为正。一种解释是,距离

县城越远的村庄,通常更依赖于农业,故更易从农地确权得到收益,确权进度也更快。另一种解释是,从县政府角度,毗邻县城村庄的土地可能在未来被征用,而过早进行农地确权或增大未来的征地成本。因此,政府选择在远离县城的地方率先推进农地确权。

在有关村干部的变量中,变量 $v_leader1_age$ (村主任的年龄)和 $v_leader2_age$ (村支书的年龄)的系数并不显著,与假说2不相符。这可能与样本中老年村干部较少有关(例如,65岁及以上的村主任仅占1.28%),也可能是年龄对于连任动机的影响太小。变量 $v_leader1_primary$ (村主任受教育水平为小学), $v_leader1_juniorhigh$ (村主任受教育水平为初中)及 $v_leader1_juniorabove$ (村主任受教育水平为初中以上)的系数均显著为正。这意味着,与未受小学教育的村主任相比,学历更高的村主任更愿意推动农地确权。反之,若村主任无小学学历,则继续连任的可能性较低,故缺乏为连任而积极推动农地确权的动力。显然,此结果支持假说2。然而,有关村支书受教育水平的变量均不显著。若剔除村主任特征,则村支书的受教育水平系数均显著为正。村主任与村支书“一肩挑”样本约占总样本的39.7%。这说明,村支书的受教育水平变量不显著,或许是由于村主任与村支书“一肩挑”样本占比较高所致。

表2第(2)列汇报了控制村庄随机效应的Probit回归结果,与第(1)列的Logit回归结果类似。表2第(3)与(4)列则以 $land_right2$ 为被解释变量,分别进行控制村庄随机效应的Logit与Probit回归,结果依然类似。这说明,无论使用 $land_right$ 还是 $land_right2$ 作为被解释变量,进行Logit或Probit回归,所得结果都是稳健的。

七、结论与启示

农地确权无疑是我国自家庭联产承包责任制以来最重要的一次土地制度变迁。学界一般将农地确权视为自上而下的强制性制度变迁。但作为微观主体的农户与村庄仍可影响确权的进度,故带有诱致性制度变迁的部分性质。本文从诱致性制度变迁出发,从制度变迁的收益与成本角度,探讨农户与村干部在农地确权过程中的选择与行为。使用2014年中国劳动力动态调查数据(CLDS)发现,不仅率先进行农地确权的村庄具有一定的特征模式,而且即便在同一村庄内部,农户确权进度也不尽相同。制度变迁的收益越大,则确权进度越快;反之,制度变迁的成本越高,则确权进度越慢。

在制度变迁的收益方面,从事农业人数越多、农业毛收入越高,则农户对于农地确权的积极性越高;而学历高的村主任更有连任动机积极推动农地确权,使得农地确权进度更快。在制度变迁的成本方面,村庄姓氏人口越集中,则农地确权的协调成本越高,农地确权进度越慢。这些实证结果通过了一系列的稳健性检验,包括以土地流转作为中介变量的机制分析,以及区域异质性分析。

通过考察农地确权的动态过程、动因及阻力,更好地还原了农地确权的历史进程,丰富了文献中对于农地确权具体实施的认识。这一研究结果还具有如下启示:农村土地制度改革是强制性制度变迁与诱致性制度变迁互动共演的结果。在村庄制度变革中,微观层面农户和村庄对变革的响应,对宏观层面制度变迁的顺利实施具有重要意义。与制度变迁收益相关的诱致性因素,能够激发农户和村干部参与改革的积极性,有助于加快宏观层面制度变迁的进程。应充分发挥制度变迁收益因素的诱致性作用,积极创造有利条件;同时避免制度变迁可能的阻力与成本。与此同时,上述结论也说明在研究农地确权的政策效应时,应充分认识到农地确权可能的内生性。由于目前农村宅基地的确权工作正在进行,这一研究对于宅基地确权的实施及其绩效评估也有一定借鉴意义。

Land Titling as an Institutional Change: Evidence from China Labor-Force Dynamic Survey

Chen Qiang Li Wenjun

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, P.R.China)

Abstract: The land titling reforms in China that commenced in 2008 can be considered the most significant rural institutional change since the implementation of the household responsibility system. The essence of land titling process is that the Chinese government issues deeds of appropriation to farmers based on actual measurements to clearly define their rights of contracting and using land. It has long been viewed as an imposed institutional change, but farmers and villages might still influence its pace such that it retained some properties of an induced institutional change. From the perspective of an induced institutional change, we explore the choices and behaviors of rural households and village administrators during the land titling process from the perspective of costs and benefits from institutional changes. After reviewing the background and implementation of land titling, we investigate the choices and behaviors of farmers and village leaders before proposing hypotheses to be tested. Using data from China Labor-Force Dynamic Survey (CLDS) in 2014, we find that villages with certain characteristics completed land titling early, while households differed in the pace even within the same village. Land titling proceeded faster when the benefits of institutional change were larger; and it proceeded slower when the costs of institutional change were greater. First, rural households were more eager to participate if they had more agricultural labor or gross agricultural income. Second, well-educated village directors are more motivated to implement land titling for reappointment. Last, land titling proceeded more slowly if surname population was more concentrated, which resulted in higher coordination costs for implementing land titling. These empirical results survive a series of robustness tests, including a mediation analysis using land turnover as the mediator and a heterogeneity analysis for eastern, central and western parts of China. This paper investigates the dynamic process, motivation and obstacles in land titling, reconstructs the historical process of land titling and enriches the understanding of its implementation in the literature. The study reveals that the reform of rural land institutions in China often resulted from the interplay between imposed and induced institutional changes. During the process of rural institutional changes, the responsiveness of farmers and villages at the micro level was important for smooth implementation of institutional changes at the macro level. Inducive factors related to the benefits of institutional changes could motivate farmers and village leaders to participate in reforms and help accelerate the process of institutional change at the macro level. Policy makers should fully utilize the inducive effects from the benefits of institutional changes in creating beneficial conditions for transition, while avoiding possible obstacles and costs of institutional changes. Moreover, the results in this paper urge the academia to pay more attention in the potential endogeneity in empirical studies about the treatment effects of land titling. Finally, this paper may be helpful for implementing the rural homestead titling still under way in China.

Keywords: Land titling; Institutional change; Benefit; Cost; China Labor-Force Dynamic Survey

[责任编辑:王玲强]