

农地确权如何影响农户举家迁移

——对政策推广不同阶段影响差异的考察

杨宗耀¹ 陈品² 纪月清^{1,3}

(1.南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095;2.常州工学院 经济与管理学院,江苏 常州 213032;

3.南京农业大学 中国粮食安全研究中心,江苏 南京 210095)

摘要:增强农村土地产权稳定性一直被认为是促进农村劳动力迁移就业的关键,在农地确权全面推广时期农户举家迁移增速却开始放缓。理论上对此的解释可能为:确权作为土地产权界定与确认的过程,其推广实施本身蕴含“不稳定因素”并阶段性降低农户的稳定性预期,当即将实施确权的预期会显著降低地权稳定性,且政策落地带来的稳定性提升非常有限时,就可能造成确权全面推广时期总体地权稳定性的阶段性下降和迁移的放缓。本文利用江苏省771家农户两期面板数据的实证研究表明:即将实施确权的预期会显著抑制农村家庭特别是有老年人的家庭迁移;确权政策落地对农户举家迁移的影响总体并不显著,仅对经历过土地调整的有老年人家家庭的迁移有促进作用。上述结果意味着,一方面,需要关注和治理产权再界定时间节点出现的短暂却显著的地权稳定预期下降,特别是即将到来的第二轮土地承包到期与延包;另一方面,需要在确权稳定之外找原因、出政策,有效促进农户举家迁移和城镇化的高质量发展。

关键词:农地确权;地权稳定性;劳动力迁移;举家迁移;城镇化

中图分类号:F321.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)04-0096-12

一、引言

在中国城乡转型中,大规模人口的“候鸟式”迁移一直被看作是城镇化发展质量不高的表现之一。中国农村劳动力迁移之所以采用“候鸟”模式而不是举家形式,主要源于两大障碍:一方面,作为人口迁入地的城市会设立户籍制度限制外来人口及其子女、父母分享社会福利;另一方面,作为人口迁出地的农村也倾向于限制人口迁出,特别是迁出家庭对集体公共资源的占用。对于后者,农户享有的土

收稿日期:2022-04-28

基金项目:国家自然科学基金面上项目“细碎化产权 VS 整片化土地利用:评承包地确权颁证对农户土地利用集体布局、投资与流转的影响”(71773050);国家自然科学基金面上项目“独木不成林:现代农业中小农经营规模变动的区域性外部经济研究”(72073066);江苏省社会科学基金项目“新型城镇化背景下江苏农民市民化与土地流转研究”(17GLC011)

作者简介:杨宗耀(1995—),男,江苏宿迁人,南京农业大学经济管理学院博士生;

陈品(1985—),女,江苏淮安人,常州工学院经济与管理学院讲师;

纪月清(1983—),男,江苏徐州人,南京农业大学经济管理学院教授,本文通讯作者。

地承包经营权不稳定一直被认为是阻碍农村家庭搬迁和劳动力迁移就业的重要因素^{[1][2][3]}。在家庭联产承包制实施之初,一些村庄基于公平的考虑进行频繁的土地调整,特别是在过去的土地调整中承包经营权往往与土地自用、居住地以及户口所在地挂钩,这阻碍了农村劳动力迁移就业。进入 21 世纪后,虽然农户的承包经营权早已不再与土地自用挂钩,承包户也不会单纯因外出务工而丧失土地分配资格,但土地调整中那些户口迁出、户口虽未迁出但全家长期脱离村庄,且调地时没有返乡或委托他人代为申诉承包权,或是土地撂荒的家庭仍可能失去分配资格^[4]。马晓河等指出由于土地产权制度不完善,农户往往会面临举家迁移和保有土地的权衡取舍^[5]。为进一步稳定土地承包关系,使外出务工农民吃上“定心丸”,2008 年党的十七届三中全会提出“现有承包关系要保持稳定并长久不变”,并在全国推广实施农村土地承包经营权确权登记颁证工作(简称“农地确权”)来强化对农户承包经营权的物权保护。农地确权政策于 2009 年开始试点,2011 年末正式启动,2013 年初全面推广实施,并最终于 2018 年底基本完成^①。它试图通过统一登记与颁证、清晰记载地块实际面积与四至范围以及设定更长的土地承包期限来固化农户承包权,保护农户承包地使用和处置的自由与权益。

但是,与预期不符的是,农地确权似乎未能起到促进农户举家迁移的作用。如图 1 所示,自确权开始全面推广(2013 年),全国举家外出农民工数量的增长速度非但没有加快反而大幅度下降。由此引发的疑问是,为何确权推广会伴随着农户举家迁移增速下降^②? 是由于确权政策落地增强地权稳定性会抑制农户迁移,还是因为政策落地对迁移的促进效果有限,并且确权推广实施过程本身会带来地权不稳定,进而暂时妨碍了农户迁移?

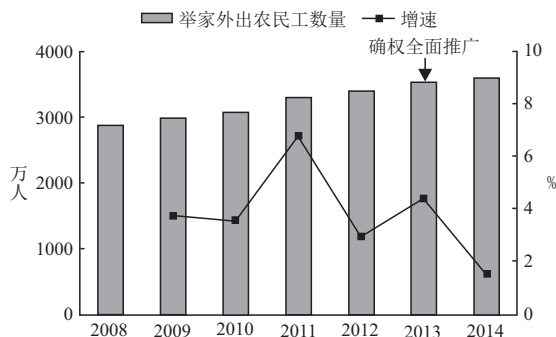


图 1 全国农地确权推广与农民工举家外出情况

注:数据来自《中国住户调查年鉴(2015 年)》。

一些学者强调保障农户承包经营权长久不变本身具有抑制农户迁移的作用:一是土地作为生产资料,地权稳定后农户能够进行长期投资并增加农业收入,进而减少迁移就业需求^[6];二是土地作为人格化的财产,确权通过增加农民赋予土地的情感价值而减少了举家迁移^[7]。对于前者而言,由于中国农户分得的承包地面积很小,追加投资能够增加的收入有限,很难影响能够大幅提升收入的迁移决策。而对于后者,学界关于是否存在显著的禀赋效应也一直存有争议^{[8][9]}。另外,基于微观数据的实证也提供了相悖的结论,一些研究发现确权会显著抑制迁移就业^{[10][11]},另一些研究则发现确权显著促进迁移就业^{[12][13][14]},还有一些发现确权对迁移就业没有显著影响^[7]。

另外一些学者强调,虽然地权稳定对农村劳动力迁移就业至关重要,但并不代表确权能够产生良好的预期效果。例如,在确权实施之前,农户的地权稳定性就已经非常高,土地调整特别是大调整很少发生^[15];对于大量遵守中央调地规定的村庄,可能“长久不变”一经提出就让农民吃上“定心丸”,并不需要等到确权颁证工作完成^[4]。特别是,确权作为土地产权界定与确认的过程,其推广实施本身会引致产权风险,降低地权稳定性。实践中,一些村庄在确权临近或期间进行土地调整,土地权属争议及纠纷有所增加或由搁置转为显现。一项 2016 年针对 17 个省份的调查显示,近 12% 的村庄在确权时进行了调地,近 27% 的农户对确权结果存有异议^[16]。针对上述现象,一些研究专门进行了讨论。如罗明忠等揭示了确权期间地权稳定性的下降,并发现农户为防止撂荒地地被收回会进行复耕^[17]。纪

月清等发现,农户在尚未确权但预期即将确权时,就会为防止转出地被收回而暂缓转出决策^[4]。遗憾的是,目前鲜有研究关注确权推广实施本身对农户迁移就业决策的影响。更重要的是,准确评估确权政策效果,需要区分政策各阶段进行考察,即区分无确权时、预期确权将实施到落地前以及确权落地后三个阶段的影响差异。然而,已有实证研究大多仅划分出“有确权”和“无确权”两阶段,此时无论将确权预期或实施划归哪一阶段均可能导致有偏误的估计结果。本文推断,这或许是导致相关经验证据存在差异的一个重要原因。

本文关于确权影响迁移的分析将以农户举家迁移决策为核心。因为在国家推广确权前,农户已经享有充分的土地流转权,土地调整中农户只要留有部分成员申诉土地承包经营权即可,地权不稳定可能主要抑制举家迁移和户口迁移^[4]。举家迁移关系着摆脱“候鸟式”的迁移模式,从而实现城镇化的高质量发展。根据邓曲恒对 2005 年全国 1%人口抽样调查的 1/5 样本数据整理,有成员迁移的农村核心家庭(夫妇及未婚子女组成的家庭)中举家迁移的比例达到 48.9%^[18];《中国流动人口发展报告 2017》显示,在流入地有 3 人及以上共同居住的农村家庭超过 50%。举家迁移日益增多也为本文的考察提供了条件。

针对确权全面推广期间农户举家迁移增速放缓的现象,本文通过分析确权不同阶段农户地权稳定性预期的动态变化进行解释,并利用江苏省 771 家农户两期面板数据实证检验确权各阶段的影响差异。本文可能的边际贡献是,将关于确权影响农户迁移决策的讨论从个人层面拓展到家庭层面,并揭示确权政策推广与落地的影响差异及作用机制。本文余下部分的结构如下:第二部分是理论分析,构建农户举家迁移理论模型并引入确权政策进行讨论;第三部分介绍数据来源与实证模型设定,以及描述当前农村产权风险情况;第四部分为实证估计结果分析;最后是全文总结与政策建议。

二、理论分析框架

(一) 产权风险下农户举家迁移决策分析

借鉴纪月清等的研究^[19],本文构建一个理论模型分析农户举家迁移决策。理性的农户追求家庭效用最大化。农户家庭的效用水平 U 取决于消费品数量 X 及其价格 P , 而其购买能力 Y 则受限于家庭资源禀赋数量(包括劳动力数量 L 和以土地为代表的资本数量 A) 及其价格(工资 w 和利息 τ), 即满足 $Y = Lw + A\tau = I + K$ 。一般来说,城乡间工资有差距,利息无差异。农户举家迁移前后其购买决策模型分别是:

$$\begin{cases} \text{Max: } U(X_r) & \text{st: } X_r P_r = Y_r \\ \text{Max: } U(X_u) & \text{st: } X_u P_u = Y_u \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中,下标 r 和 u 分别表示迁移前(居住农村)和迁移后(居住城镇)。迁移后的家庭购买能力为 $Y_u = Y_r + G - \lambda K$, 其中, G 表示迁移后获取的城乡工资差距。 λ 表示与举家迁移相伴的土地产权风险, $0 \leq \lambda \leq 1$ 。当前我国农村土地产权风险主要包括两方面:一方面是土地被村集体重新调整;另一方面是土地权属争议及纠纷,包括相邻地块边界争议,少数农户在二轮承包时没分得地、土地台账不全等历史遗留问题,承租人违约或不足额归还原地块等^{[20][21]}。

求解上述约束条件下的最大化问题,得到最优解 X_r^* 和 X_u^* , 再将其代入直接效用函数 U , 可得家庭迁移前的间接效用 $V_r = U(X_r^*) = V(P_r, Y_r)$ 和迁移后的间接效用 $V_u = U(X_u^*) = V(P_u, Y_r + G - \lambda K)$ 。那么,举家迁移带来的家庭效用变化为:

$$\Delta V = V_u - V_r = V(P_u, Y_r + G - \lambda K) - V(P_r, Y_r) \quad (2)$$

由式(2)可知,农户是否举家迁移取决于迁移后消费品价格、资源禀赋数量及其价格变化带来的家庭效用变化是否大于 0。当迁移净效用 $\Delta V > 0$ 时,农户会选择举家迁移,反之则不迁移。举家迁移净效用的增加额为迁移收益,获取城乡工资差距是该收益的主要来源。迁移净效用的减少额为迁移成本,是指所有阻碍举家迁移的因素,本文主要关注土地产权风险。城乡消费品价格差异既定时, ΔV 取决于城乡工资差距 G 和土地产权风险 λ 。城乡工资差距越大,或土地产权风险越小,则迁移净

效用越高,农户举家迁移的概率也就越大。

进一步区分家庭类型进行考察,这里分析有老年人和无老年人两类家庭。对于有老年人家庭,举家迁移并不会增加多少迁移收益,理由是老年人在城镇就业中处于劣势,更难获取城乡工资差距;并且当前农村社会保障制度不健全,而土地具有提供工资、收入以及保障生存所需的功能,因此产权风险因素对这类家庭是否迁移而言是重要的。而对于无老年人家庭,产权风险带来的迁移成本往往不足以抵消迁移收益,因此可能不会明显影响其举家迁移决策。据此,本文的基本判断是,确权主要影响农村有老年人的家庭迁移。下面引入确权政策,讨论政策推广与落地的影响差异。

(二)确权政策推广过程和政策预期对农户举家迁移决策的影响分析

确权作为土地产权界定与确认的过程,其推广实施本身蕴含产权风险并阶段性降低农户的稳定性预期。这主要体现在两方面:一方面,确权临近或期间土地被村集体重新调整,而在土地调整中那些户口迁出、户口虽未迁出但全家长期脱离村庄且调地时没有返乡或委托他人代为申诉承包权的家庭可能会失去土地。首先,考虑到确权后土地调整的难度会增加,一些有调地惯例或需求的村庄有动机在确权临近或确权期间进行调地。其次,少数在二轮承包时没能分得承包地的村集体成员可能会在确权时要求补回承包地。实践中,一些有条件的地方确实满足了这些农户的部分正当诉求,少数地方还因此进行打乱重分式的大调整。再次,关于因开荒复垦、规划整理等新增的承包地以及机动地处置问题也会增加调地的可能性。最后,一些地方可能会借助确权的契机,组织农户自愿互换并地、按户连片经营来解决承包地细碎化问题,这在政策上也是鼓励的。另一方面,土地权属争议及纠纷也会因确权而有所增加或由搁置转为显现,举家迁移户的土地可能会被界定给他人。这主要有两点体现:一是确权时相邻地块边界模糊或被更改。在实践中,农村土地存在不同的面积测算口径,譬如往往小于实测面积的承包合同面积,根据粮食产量等标准划分的“习惯亩”。当确权结果以实测面积为准时,其他口径下少出或多出的面积来源问题可能会引起权属争议^[22]。特别是对于在长期流转或连片流转中失去边界标识的地块,实测面积多出部分的权属争议问题很容易引发纠纷。二是历史遗留问题凸显。不少地方存在少数农户在一二轮承包时没有分地、承包土地台账不全以及新增面积处置争议等历史遗留问题。确权使搁置的历史遗留问题集中爆发,而处置不当又将诱发新的纠纷^[23]。

综上所述,农户在预期即将确权时,会担心村庄借机进行土地调整或担心发生土地权属争议而失去一些土地。特别是对于有老年人家庭而言,产权风险的阶段性提升会带来迁移净效用的明显下降,因此他们有激励暂缓迁移决策,直到完成承包地面积的测量与确认。基于上述分析,本文提出研究假设1:

H1:即将实施确权的预期会抑制农村家庭特别是有老年人的家庭迁移。

(三)确权政策落地对农户举家迁移决策的影响分析

农地确权旨在以“确权强能”的方式强化对农户土地承包权的物权保护,不仅强调承包地块四至清晰、承包关系长久不变,还试图以法律形式赋予农户抵押担保等财产权能^[24]。理论上,确权政策落地主要通过下面两条途径影响农户的迁移决策。

最常提及的直接途径是,确权政策落地会通过提高农户的稳定性预期来激励迁移决策。地权稳定性可分为不同层面,例如法律层面、事实层面以及认知层面^[25]。具体而言,确权是国家明晰和稳定土地承包关系、依法赋予和保障农民土地权益的重要手段,无疑会提高法律层面的地权稳定性。不少村庄在之前一二轮土地承包时并没有建立清晰的土地台账,承包关系处于村集体或小组默认状态。此次确权以法律凭证为载体明确农户对承包地的事实物权,不仅使承包关系得到更广泛认同,也有利于减少村集体违规调地、土地权属争议及纠纷。当然,确权的实际效果最终取决于农户稳定性预期的提升幅度。一项针对农户主观认知的调查发现,相比无确权户,确权户对未来村里调地的预期明显更低^[26]。不过,大部分地区遵循二轮承包“30年不变”的制度安排,失去承包地或发生土地权属争议及纠纷总体上是小概率事件。仅对于那些经历过土地调整、产权风险较高的地区,确权落地才可能会较大幅度降低产权风险并提高农户的稳定性预期,使有老年人家庭的迁移净效用明显上升,激励其举家迁移。

间接途径是,确权政策落地会通过强权赋能提升土地价值,增加放弃农业生产的机会成本(或者

说是缩小城乡收入差距,使农户迁移净效用下降),从而起到抑制迁移的作用。这里的地价提升路径包含三部分:其一是投资价值。大量研究发现确权能够激励农户进行土地投资^{[26][27]}。但由于我国地块面积普遍狭小,大量土地投资(如基础设施投资和改变用途投资)表现出公共物品特征,往往是村集体与上级政府决策或相关农户集体决策的领域,与个体承包权稳定性关系并不大^[15];而农户私人投资仅限于有机肥等土壤保护性投资,未必能显著提高农业产出。因此投资价值提升的迁移抑制作用在实践中可能并不突出。其二是情感价值。如果关于禀赋效应的阐述成立,那么确权提升了土地的情感价值,必然会抑制迁移。其三是抵押价值。政策上确权赋予了农户承包权抵押、担保权能,但该实践尚在试点阶段,大多数地区并未允许土地抵押,因此在当前可能很难观察到确权通过影响抵押价值来影响迁移。

综上所述,确权政策落地对农户举家迁移决策存在正反机制,各机制的实际效果取决于无确权时土地产权状况、确权对承包权保护的实质提升幅度以及社会经济或配套制度等环境条件。特别地,一些作用机制是即时显现的,如地权稳定性预期机制;另一些机制需要多年调适,如土地抵押权的具体实现形式;还有些机制可能要几十年才能完全显现,如所谓的禀赋效应。当前关于确权政策落地对农户迁移决策的作用效果测算主要反映的是即时机制的影响。基于上述分析,本文提出研究假设2:

H2:在产权风险较高地区,确权政策落地对有老年人家庭的迁移有促进作用。

三、数据来源、模型设定与基本描述

(一)数据来源

本文数据来自课题组于2015年7~8月和2018年1月在江苏省开展的农户追踪调查。调查遵循多阶段随机抽样原则,具体抽样方式如下。第一阶段,从2014年省政府选定的16个确权试点县中随机抽取9个县,并在每个县所在的地级市抽取一个地理毗邻、社会经济条件近似的非试点县作为对照。第二阶段,每县随机抽取2~4个村,每村随机抽取1个村民小组。第三阶段,为克服常住户抽样调查遗漏举家迁移农户的问题,在农户抽样时采用“以地查人”的方式:在每个被选定的样本村组以随机方式提前确定一大片耕地,按照由北到南、由左至右的次序挨个列出在这片耕地上分得承包地的所有农户名单,入户访问名单中前20~25户左右的农户。对于因举家迁移等无法面访的农户,通过访问亲戚、邻居和村干部等知情人采集包括流动人口在内的完整且准确的家庭信息。基线调查共访问了18个县66个村的1627户农户。2018年1月进行追踪调查,抽取名单上前15户左右进行回访,共计追踪调查了971家农户。两次调查均询问了农户家庭所有成员过去一年居住地等情况,2018年调查还询问了村干部本村确权推广起止年份,数据可以满足本研究的需要。

关于数据使用有以下几点说明:(1)剔除截至2018年1月仍未实施确权村庄的样本,理由是2017年底江苏省农地确权工作已全面完成,个别村庄因征地等特殊原因未被纳入确权实施范围;(2)由于本文使用个体和家庭面板数据,为避免家庭结构变动的影响,将2015~2017年间因分家、离世、新生、婚嫁和离异等原因而新增或减少的家庭成员排除在分析样本外;(3)分析样本也不包括在校学生和16岁以下未成年人;(4)剔除重要变量缺失或有错误的样本。最后经整理得到18个县54个村771户2300个成年人的2014年和2017年数据。本文将迁移人口定义为过去1年在村外居住6个月以上的农村成年人。需特别指出的是,举家迁移是指家中每个成年人均迁移的情形。

(二)模型设定与变量选取

检验确权对农户迁移决策的影响,一般的实证策略是采用双重差分法进行估计。农地确权政策是渐次推广的,不同地区确权推广实施进程不同且所处政策阶段随时间变化而改变。为此,本文采用多时点双重差分法进行估计,计量模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_1 \text{ant}_{Lit} + \beta_1 \text{dur}_{Lit} + \gamma_1 \text{aft}_{Lit} + Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, Y_{it} 表示农户*i*在*t*年是否举家迁移(迁移=1,否则为0); ant_{Lit} 、 dur_{Lit} 和 aft_{Lit} 分别表示处于确权预期(确权前1年)、确权实施(确权第1~3年)和确权落地(颁证第1~3年)这些政策阶段中

第 L 年的虚拟变量(处于该年份 = 1, 否则为 0), 设定无确权阶段(确权前 2 年及以前)为对照组。 Z_{it} 为影响迁移的控制变量, 主要包括家庭特征和区域特征。家庭特征中, 结合数据可得性, 选取家庭中儿童和在校学生的比例变量。区域特征中, 结合数据可得性, 选取本村常住人口非农就业比例和本县其他村人口迁出比例两类指标, 前者越小或后者越大, 意味着迁出地的推力越大, 这两个变量均由个人层面调查数据加总得到。 δ_i 和 μ_t 分别表示农户和年份固定效应, 用来控制农户及所在地区和年份层面的固定因素。 ϵ_{it} 是随机扰动项。系数 α_L 、 β_L 和 γ_L 的值若为正, 表明该政策时点对迁移有促进作用, 反之则是抑制作用。

进一步测度确权政策效果的异质性: 一是检验确权政策效果的农户异质性, 这里区分有无老年人(60 岁以上)的家庭分别进行回归估计, 模型设定同式(3); 二是检验确权政策效果的区域异质性, 模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha'_L \text{ant}_{Lit} \times D + \beta'_L \text{dur}_{Lit} \times D + \gamma'_L \text{aft}_{Lit} \times D + \alpha_L \text{ant}_{Lit} + \beta_L \text{dur}_{Lit} + \gamma_L \text{aft}_{Lit} + Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, D 表示村庄产权风险程度, 用最常用的指标“分田以来是否有调地经历”来衡量, 有调地经历则意味着产权风险相对较高, 反之则较低。交互项系数 α'_L 、 β'_L 和 γ'_L 的值若为正, 表明在较高产权风险地区, 该政策时点对迁移的促进作用更大或抑制作用更小, 反之则反是。其他变量设定同式(3)。

需要指出的是, 双重差分法并不要求确权与否在农户间是随机分配的, 但要求这种非随机带来的差异在受政策影响前不会随着时间而变化, 即需满足平行趋势假定。但问题在于, 确权推广可能存在村庄层面的自选择问题。有研究发现, 劳动力外出比例较高、地权稳定性较高的村庄更有可能率先确权^[28]。为解决这一问题, 本文采取控制农户和年份固定效应的方法, 这在一定程度上可以消除农户及所在村庄层面非时变特征和时变的增量带来的影响。在此基础上, 进行如下平行趋势检验:

$$Y_{it} = \varphi_L \text{bef}_{Lit} + \alpha_L \text{ant}_{Lit} + \beta_L \text{dur}_{Lit} + \gamma_L \text{aft}_{Lit} + Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, bef_{Lit} 表示处于无确权阶段中“确权前 2 年”的 0—1 虚拟变量, 若系数 φ_L 在统计上不显著异于 0, 则表明在上述一系列控制后, 确权推广先后有别的村庄在受政策影响前的举家迁移变化趋势无明显差异, 即满足平行趋势假定。其他变量设定同式(3)。

此外, 为再次验证确权预期, 这里以“在 t 年本县其他村实施确权的比例”代表这一预期, 分析它对未确权户(保留确权启动前的各期数据)的影响。构造的 Probit 模型如下:

$$Y_{it}^* = \varphi \exp_{it} + Z_{it} + \delta_s + \epsilon_{it}, \text{ 如果 } Y_{it}^* > 0, \text{ 则 } Y_{it} = 1, \text{ 否则 } Y_{it} = 0 \quad (6)$$

式(6)中, Y_{it}^* 是决定迁移与否的潜变量, 可以理解为迁移净效用, 当 $Y_{it}^* > 0$ 时, $Y_{it} = 1$ 成立, 代表迁移, 否则 $Y_{it} = 0$, 代表不迁移。 \exp_{it} 代表即将实施确权的预期, 其含义是本县范围内实施确权的村庄越多, 未确权户 i 越可能产生本村即将实施确权的预期。本县其他村实施确权的比例由村级层面调查数据加总得到。若系数 φ 为负, 表明确权预期会抑制迁移, 反之则反是。 δ_s 表示地区(市级)虚拟变量, 其他变量的设定同式(3)。表 1 给出了上述实证模型变量的定义和相应的描述性统计结果。

表 1 模型变量的定义与描述性统计

变量名称	变量定义与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
举家迁移	家庭去年是否在外住 6 个月以上; 1=是; 0=否	0.16	0.36	0	1
个人迁移	成人去年是否在外住 6 个月以上; 1=是; 0=否	0.32	0.47	0	1
无确权阶段	确权前 2 年及以前; 1=是; 0=否	0.13	0.34	0	1
确权预期阶段	确权前 1 年; 1=是; 0=否	0.21	0.41	0	1
确权实施阶段	确权第 1~3 年; 1=是; 0=否	0.23	0.42	0	1
确权落地阶段	颁证第 1~3 年; 1=是; 0=否	0.42	0.49	0	1
家庭中儿童比例	6 岁以下儿童占家庭总人口比例	0.02	0.07	0	0.50
家庭中中学生比例	在校学生占家庭总人口比例	0.11	0.15	0	0.75
本村常住人口非农比例	本村常住人口中非农就业比例	0.36	0.18	0	0.74
本县其他村人口迁出比例	本县其他村人口中迁移比例	0.35	0.16	0	0.79
本村分田以来有调地经历	1=是; 0=否	0.57	0.50	0	1

注: 表中统计量取两年均值。

(三)农村土地产权风险描述

这里用土地调整经历来衡量农村土地产权风险。本文调查发现,57%的村民小组在分田到户以后进行了土地调整;2000年以来仍有调地经历的比例下降至21%;而2010年以来有调地经历的比例更低,仅有12%。可以预见,随着村民小组与村庄机构合并,原分田单位逐渐消失,未来调地的比例将更低。这意味着当前农村地权稳定性总体较高。调查结果也显示,最近一次土地调整中户口迁移户、户口在本地的举家迁移户和撂荒户会失去土地分配资格的村庄占比分别是72%、7%和24%。由此可见,土地调整实践中举家迁移户存在一定的产权风险。

四、实证结果分析

(一)确权政策效果分析

表2汇报了确权政策评估结果。关于农户固定效应的检验发现,农户迁移决策存在强烈的家庭层面差异,即在1%统计水平拒绝了随机效应的假定。

表2 确权政策效果估计结果

自变量	(1)		(2)		(3)	
	全部家庭		有老年人家庭		无老年人家庭	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
确权前1年	-0.080**	0.032	-0.122***	0.042	-0.039	0.051
确权第1年	-0.004	0.038	-0.074	0.047	0.062	0.061
确权第2年	0.020	0.043	-0.018	0.052	0.043	0.070
确权第3年	-0.091	0.069	-0.087	0.082	-0.145	0.113
颁证第1年	-0.019	0.047	-0.039	0.053	-0.003	0.080
颁证第2年	0.011	0.059	-0.031	0.068	0.044	0.100
颁证第3年	-0.0003	0.065	-0.029	0.076	0.018	0.111
家庭中儿童比例	-0.205	0.189	-0.560*	0.314	-0.059	0.246
家庭中中学生比例	-0.001	0.097	-0.192	0.179	0.062	0.119
本村常住人口非农比例	-0.216**	0.089	-0.254**	0.114	-0.201	0.140
本县其他村人口迁出比例	-0.037	0.171	0.032	0.190	-0.135	0.315
农户固定效应	控制		控制		控制	
年份固定效应	控制		控制		控制	
观测值	1542		750		792	
固定效应p值	0.0000		0.0000		0.0000	

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%统计水平上显著,下表同。

首先考察确权预期的影响。表2中列(1)的结果显示,确权前1年虚拟变量对农户举家迁移决策影响为负且在5%的统计水平上显著,表明即将实施确权的预期会显著抑制农村家庭迁移。这主要源于确权推广实施过程会增加土地调整、权属争议及纠纷等产权风险,从而对迁移产生抑制作用。样本描述显示,约10%的村民小组在确权临近或期间进行了调地。进一步区分农户家庭类型进行考察。从表2中列(2)和列(3)的结果可以发现,确权预期主要抑制有老年人家庭的迁移。对此的解释是,这类家庭选择举家迁移并不会增加多少迁移收益,相反产权风险因素对其是否迁移而言是重要的。上述结果验证了本文的研究假设1。其次分析确权实施的影响。表2中各列结果显示,确权第1、2、3年虚拟变量对农户举家迁移决策的影响在统计上均不显著。这可能是因为大多数村庄在确权启动时就会立即给出是否调整土地的决定和权属争议处置的方案,这在很大程度上稳定了农户的地权预期。最后关注确权落地的影响。表2中各列结果显示,颁证第1、2、3年虚拟变量对农户举家迁移决策的影响在统计上也均不显著。这一结果表明确权落地对家庭迁移的总体影响并不明显。理由如上所述,大部分地区遵循二轮承包“30年不变”的制度安排,承包地被村集体收回或发生土地权属争议及纠纷总体上是小概率事件。

进一步考察确权政策效果的区域异质性。如表 3 中各列结果所示,确权落地(颁证第 2 年)仅对经历过土地调整的有老年人家庭的迁移有促进作用。这意味着对于那些经历过土地调整、产权风险较高的地区,确权落地才可能产生实质性影响。需要指出的是,确权落地对农户迁移的影响并未在颁证当年即刻显现,而是具有一定的滞后性。上述结果验证了本文的研究假设 2。

至于控制变量,本村常住人口非农就业比例越高,越不利于迁移,这可能主要源于本地更多的非农就业机会,会减少其对人口迁出的“推力”或部分抵消迁入地的“拉力”。

表 3 确权政策效果的区域异质性估计结果

自变量	(1)		(2)		(3)	
	全部家庭		有老年人家庭		无老年人家庭	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
确权前 1 年×有调地经历	-0.038	0.067	-0.075	0.086	0.001	0.103
确权第 1 年×有调地经历	0.095	0.084	0.018	0.102	0.161	0.138
确权第 2 年×有调地经历	-0.076	0.070	-0.105	0.090	-0.036	0.106
确权第 3 年×有调地经历	-0.012	0.112	-0.113	0.140	0.001	0.171
颁证第 1 年×有调地经历	0.033	0.056	-0.085	0.070	0.145	0.089
颁证第 2 年×有调地经历	0.105	0.074	0.158*	0.094	0.055	0.113
颁证第 3 年×有调地经历	0.070	0.081	0.050	0.104	0.114	0.126
确权各阶段变量	控制		控制		控制	
控制变量	控制		控制		控制	
农户固定效应	控制		控制		控制	
年份固定效应	控制		控制		控制	

(二)平行趋势检验

表 4 汇报了平行趋势检验结果。表 4 中列(1)结果显示,确权前 2 年虚拟变量未在统计上显著异于 0。这表明在控制农户和年份固定效应后,确权进程不同的村庄在无确权阶段的家庭迁移变化趋势没有明显差异,即满足平行趋势假定。表 4 中列(2)~(6)进一步细分村庄和家庭类型,结果显示不论是土地调整经历不同的村庄,还是有无老人的家庭,在无确权阶段的家庭迁移变化趋势也均没有明显差异。这表明本文使用的实证方法可以较好地解决可能存在的内生性问题,从而得到有效的估计结果。

表 4 平行趋势检验结果

自变量	全部家庭		有老年人家庭		无老年人家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	确权前 2 年	0.073 (0.089)	0.075 (0.104)	0.183 (0.119)	0.163 (0.136)	-0.050 (0.132)
确权前 2 年×有调地经历	—	-0.067 (0.088)	—	0.030 (0.111)	—	-0.169 (0.139)
确权各阶段变量	控制		控制		控制	
确权各阶段变量×有调地经历	—		—		—	
控制变量	控制		控制		控制	
农户固定效应	控制		控制		控制	
年份固定效应	控制		控制		控制	

(三)稳健性检验

1. 确权预期的稳健性检验。这里采取更换确权预期衡量指标和更换因变量两种方法检验确权预期的影响。表 5 汇报了更换确权预期衡量指标(替换为“本县其他村中实施确权的比例”)的稳健性检验结果。结果显示,本县其他村中实施确权的比例增加会显著降低未确权户的举家迁移概率。这是

因为本县范围内实施确权的村庄越多,未确权户越可能产生本村即将实施确权的预期,而这种预期是一种地权不稳定预期,具有抑制迁移的作用。这再次验证了确权预期影响的存在。

表 5 确权预期的稳健性检验结果:更换自变量

自变量	(1)	
	系数	标准误
本县其他村中实施确权的比例	-0.447*	0.251
控制变量		控制
地区虚拟变量		控制

表 6 汇报了更换因变量的稳健性检验结果。与举家迁移相关,这里考察个人层面迁移决策,因变量设为“个人是否迁移(迁移=1,否则为 0)”。结果显示,即将实施确权的预期会显著降低农村人口特别是老年人的迁移概率,同样验证了确权预期影响的存在。

表 6 确权预期的稳健性检验结果:更换因变量

自变量	(1)		(2)		(3)	
	全部成年人		老年人		非老年人	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
确权前 1 年	-0.064**	0.032	-0.094***	0.033	-0.038	0.038
确权第 1 年	-0.016	0.037	-0.001	0.037	0.001	0.044
确权第 2 年	-0.036	0.042	0.036	0.041	-0.061	0.050
确权第 3 年	-0.107	0.070	0.037	0.065	-0.140*	0.085
颁证第 1 年	-0.049	0.047	0.005	0.042	-0.050	0.058
颁证第 2 年	-0.049	0.058	0.018	0.054	-0.061	0.070
颁证第 3 年	-0.067	0.065	0.075	0.060	-0.091	0.078
控制变量		控制		控制		控制
农户固定效应		控制		控制		控制
年份固定效应		控制		控制		控制

2. 确权落地的稳健性检验。这里采取更换因变量方法(替换为“个人是否迁移”)进行稳健性检验。表 7 中各列结果显示,确权落地(颁证第 2 年)仅对有土地调整经历的老人的迁移有促进作用,验证了确权落地影响的异质性。

表 7 确权落地的稳健性检验结果:更换因变量

自变量	(1)		(2)		(3)	
	全部成年人		老年人		非老年人	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
确权前 1 年×有调地经历	0.019	0.066	-0.086	0.067	-0.022	0.094
确权第 1 年×有调地经历	0.041	0.086	0.128	0.081	0.095	0.132
确权第 2 年×有调地经历	-0.069	0.068	-0.110	0.070	-0.072	0.098
确权第 3 年×有调地经历	0.032	0.113	-0.011	0.109	-0.187	0.156
颁证第 1 年×有调地经历	0.053	0.057	-0.085	0.056	0.076	0.080
颁证第 2 年×有调地经历	0.102	0.073	0.199***	0.073	0.037	0.103
颁证第 3 年×有调地经历	0.040	0.083	0.126	0.082	0.031	0.120
确权各阶段变量		控制		控制		控制
控制变量		控制		控制		控制
农户固定效应		控制		控制		控制
年份固定效应		控制		控制		控制

(四)机制分析

如上所述,一方面,确权会通过影响农户地权稳定性预期影响迁移决策。询问农户在确权前、确权实施期间和确权落地后的调地预期发现,分别有 21%、23%和 15%的农户认为村里将来可能调整

土地。从中可以看出,确权实施期间农户调地预期有所提升,而确权落地后调地预期会较确权前降低。这和本文的理论预期相符合。此外,6%的农户明确表示在确权期间担心村里会进行调地。另一方面,确权也可能通过影响土地价值进而影响迁移决策。表8汇报了土地价值提升机制的检验结果。这里用流转地租金衡量土地价值,数据分析中仅保留单独转出的地块样本,理由是连片流转地的租金包含了地块合并产生的经济价值,且确权主要影响承包地而非转入地。表8的结果显示,颁证第1、2、3年均未对土地价值有显著影响,这意味着确权提升土地价值的实际效果并不明显。因此,现阶段确权对迁移的抑制作用在实践中并不突出。综上,当前关于确权政策对农户迁移决策的作用效果主要反映的是地权稳定性预期机制的影响。

表8 确权对土地价值(流转租金)影响的估计结果

自变量	(1)	
	系数	标准误
确权前1年	0.059	0.150
确权第1年	0.002	0.193
确权第2年	-0.054	0.393
颁证第1年	0.028	0.292
颁证第2年	-0.136	0.323
颁证第3年	-0.264	0.345

注:表中对每亩租金对数与确权各阶段变量进行回归,仅控制村庄和年份固定效应以及地块规模。所分析样本的确权实施阶段均在1~2年内。

(五)关于政策评估的讨论

现有实证研究大多忽略了确权预期的影响,以“是否颁证”为依据划分出“有确权”和“无确权”两个阶段。但是,即将实施确权时一些农户的地权稳定性预期是降低的,因此采用通常的估计方法,即将颁证前各政策阶段均划归为“无确权”阶段,可能会高估确权落地对迁移的促进作用。控制和不控制确权预期影响的结果对比支持了上述猜想:相较于表3,表9列(2)中的颁证第2年变量系数和显著水平均更高一些;并且表9列(1)和(3)中也出现了一些“虚假”的显著系数。

表9 不控制确权预期的政策效果估计结果

自变量	(1)		(2)		(3)	
	全部家庭		有老年人家庭		无老年人家庭	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
颁证第1年×有调地经历	0.061 *	0.033	-0.008	0.042	0.129 ***	0.049
颁证第2年×有调地经历	0.091 **	0.045	0.199 ***	0.056	-0.008	0.069
颁证第3年×有调地经历	0.031	0.050	0.074	0.064	0.011	0.076
确权落地阶段变量	控制		控制		控制	
控制变量	控制		控制		控制	
农户固定效应	控制		控制		控制	
年份固定效应	控制		控制		控制	

五、结论与启示

研究农地确权政策效果时不能仅局限于讨论政策落地稳定地权的含义,也应当关注政策推广实施过程中的产权风险。针对确权全面推广期间农户举家迁移增速放缓的现象,本文通过分析确权不同阶段农户地权稳定性预期的动态变化进行解释。具体而言,农户在确权各阶段的地权稳定性预期及对农户迁移决策的影响存在明显差异:临近确权时,关于村集体可能进行土地调整的预期和关于产权界定中可能发生权属争议的预期,会降低农户对地权的稳定性预期,从而暂缓迁移决策;而确权政策落地则会通过强化对承包地的物权保护提高农户稳定性预期,从而激励迁移。基于多时点双重差分估计策略,本文利用江苏省两期农户面板数据评估了确权从预期推广到落地完成各阶段的影响差

异。实证分析结果显示,即将实施确权的预期会显著抑制农村家庭特别是有老年人的家庭迁移;确权政策落地对农户举家迁移的影响总体并不显著,仅对经历过土地调整的有老年人家庭的迁移有促进作用。此外,不控制确权预期影响的评估方法会高估确权落地对迁移的促进效果。

当前农户享有具有保障的承包经营权,相比迁移收入,总面积很小的承包地所能够提供的收入比较有限,在此背景下,进一步加强承包经营权的保护在促进迁移方面的制度红利是有限的,近在眼前的、会降低地权稳定性的事件才会抑制迁移。相关的政策启示有两方面:一是,需要关注和治理产权再界定时间节点出现的短暂却显著的地权稳定预期下降,特别是即将到来的第二轮土地承包到期与延包。2020年以来发生的新冠疫情和非农就业不稳定冲击可能会凸显保有承包经营权的重要性,农户可能会增加对土地二轮承包到期会如何延包的关注。政府需要充分利用确权结果减少二轮承包到期时的土地调整与权属再界定;对确定不调地的地区,应当提前公布延包方案,稳定农户的地权预期;在因征地或自然灾害损毁等而需要土地调整的地区,需要落实对迁移人口和家庭的承包经营权保护。二是,需要在地权稳定之外找原因、出政策,有效促进农户举家迁移和城镇化的高质量发展。现阶段,地权不稳定显然不再是广大农村劳动力选择“候鸟式”迁移的重要原因,需要进一步深化户籍制度改革并在人口迁入地配置充足的住房、教育、医疗等资源以促进举家迁移和城镇化的高质量发展。

注释:

①2011年10月四部委联合发布《关于农村集体土地确权登记发证的若干意见》,标志着确权正式启动;2013年中央一号文件明确提出“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”,标志着确权开始全面推广实施并预示政策完成时间。

②虽然自2010年起全国农民工数量增速呈现持续放缓趋势,但其中举家迁移农民工占比可能持续快速提高,因此农民工数量增速下降并不一定说明举家迁移增速下降。

参考文献:

[1] Zhao, Y. H. Leaving the Countryside: Rural to Urban Migration Decisions in China[J]. American Economic Review, 1999, 89(5): 281—286.

[2] 刘晓宇,张林秀.农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析[J].中国农村经济,2008(2):29—39.

[3] Deininger, K., Jin, S. Q., Xia, F., et al. Moving off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China[J]. World Development, 2014, 59(10): 505—520.

[4] 纪月清,杨宗耀,方晨亮,等.从预期到落地:农地确权如何影响农户土地转出决策? [J].中国农村经济,2021(7):24—43.

[5] 马晓河,胡拥军.一亿农业转移人口市民化的难题研究[J].农业经济问题,2018(4):4—14.

[6] 洪炜杰,胡新艳.地权稳定性与劳动力非农转移[J].经济评论,2019(2):34—47.

[7] 罗必良,张露.中国农地确权:一个可能被过高预期的政策[J].中国经济问题,2020(5):17—31.

[8] 王士海,王秀丽.农村土地承包经营权确权强化了农户的禀赋效应吗? ——基于山东省117个县(市、区)农户的实证研究[J].农业经济问题,2018(5):92—102.

[9] 李江一.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[J].中南财经政法大学学报,2020(2):146—156.

[10] 唐超,罗明忠,张苇锜.农地确权方式何以影响农业人口迁移? ——源自广东省2056份农户问卷调查的实证分析[J].干旱区资源与环境,2020(2):15—21.

[11] 张莉,金江,何晶,等.农地确权促进了劳动力转移吗? ——基于CLDS数据的实证分析[J].产业经济评论,2018(5):88—102.

[12] 许庆,刘进,钱有飞.劳动力流动、农地确权与农地流转[J].农业技术经济,2017(5):4—16.

[13] 李江一.农地确权对农民非农业劳动参与的影响[J].经济科学,2020(1):113—126.

[14] 许恒周,刘源.农地确权、差序格局与新型城镇化[J].农业技术经济,2021(2):30—39.

[15] 钟甫宁,纪月清.土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资[J].经济研究,2009(12):43—51.

[16] 叶剑平,丰雷,蒋妍,等.2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议[J].管理世界,2018(3):98—108.

[17] 罗明忠,刘恺,朱文珏.确权减少了农地抛荒吗——源自川、豫、晋三省农户问卷调查的PSM实证分析[J].农业技术经济,2017(2):15—27.

[18] 邓曲恒.农村居民举家迁移的影响因素:基于混合Logit模型的经验分析[J].中国农村经济,2013(10):

[19] 纪月清,刘迎霞,钟甫宁.中国农村劳动力迁移:一个分析框架——从迁移成本角度解释 2003—2007 年农民工市场的变化[J].农业技术经济,2009(5):4—11.

[20] 王亚楠,纪月清,徐志刚,等.有偿 VS 无偿:产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择[J].管理世界,2015(11):87—94.

[21] 徐志刚,崔美龄.农地产权稳定一定会增加农户农业长期投资吗?——基于合约约束力的视角[J].中国农村观察,2021(2):42—60.

[22] 陈明,武小龙,刘祖云.权属意识、地方性知识与土地确权实践——贵州省丘陵山区农村土地承包经营权确权的实证研究[J].农业经济问题,2014(2):65—74.

[23] 王毅杰,刘海健.农地产权的地方化实践逻辑——基于 Q 村土地确权风波的考察[J].中国农业大学学报(社会科学版),2015(3):52—58.

[24] 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[J].农业经济问题,2019(1):17—31.

[25] 胡新艳,王梦婷,洪炜杰.地权安全性的三个维度及其对农地流转的影响[J].农业技术经济,2019(11):4—17.

[26] 应瑞瑶,何在中,周南,等.农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验[J].中国农村观察,2018(3):110—127.

[27] 杨宗耀,纪月清.承包地确权、地块规模对农户土地投资的影响:基于决策模式差异视角[J].中国土地科学,2021(6):48—55.

[28] 陈奕山,纪月清,钟甫宁,等.新一轮农地确权:率先发生在何处[J].财贸研究,2018(2):23—32.

How does Land Titling Affect Rural Family Migration?

The Different Impacts of the Policy between Anticipation to Implementation

YANG Zongyao¹ CHEN Pin² JI Yueqing^{1,3}

(1.College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095,China;

2.School of Economics and Management, Changzhou Institute of Technology, Changzhou 213032,China;

3.China Center for Food Security Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095,China)

Abstract: Land tenure security is well known as a driving force for rural labor migration and off-farm employment. However, during execution of land titling, the rate of growth in rural family migration began to decline. Theoretically, the process of land titling, a redefinition of land ownership rights, is thought to raise land ownership risks including land adjustment and ownership disputes, and lower farmers' expectations for tenure security. Both a sharp decline in tenure security since the policy was coming and a weak increase after the policy was implemented would lead to tenure insecurity and slow rural family migration during the execution of the policy. This paper used panel data of 771 farmers in Jiangsu Province to test the above hypothesis. The findings are as follows: On the one hand, rural families with the elderly would put off migration when they anticipated the policy being coming. On the other hand, those who experienced land adjustment would be more likely to migrate after the implementation. The policy implications are as follows: On the one hand, it is necessary to eliminate the temporary but significant decline in tenure security during the redefinition and entitlement of land rights, particularly for the expiration date of the second round of land contracts. On the other hand, it is also essential to find other reasons and formulate policies in order to promote the high-quality development of rural migration and urbanization.

Key words: Land Titling; Tenure Security; Labor Migration; Family Migration; Urbanization

(责任编辑:易会文)