

农地确权促进了中国农村土地的流转吗?

中国农村发展论坛

农地确权促进了中国农村土地的流转吗? *

□程令国 张 晔 刘志彪

摘要:现有农地制度安排造成的高交易成本已经成为阻碍中国土地流转,实现资源配置的重要障碍。自2011年开始全国试点的农地确权制度首次在实测基础上对农户承包地进行登记颁证,从而为农用地的大规模流转奠定了产权基础。为了探讨确权对农地流转的影响,我们建立了一个理论模型,并在此框架下使用中国健康与养老追踪调查2011~2012年的农户调查数据进行了实证检验。结果发现,在其他条件相同的情况下,农地确权使得农户参与土地流转的可能性显著上升约4.9%,平均土地流转量上升了约0.37亩(将近1倍),土地租金率则大幅上升约43.3%。因此,农地确权不仅降低了交易成本,促进了土地流转;同时也增强了农地的产权强度,从而提高了土地资源的内在价值。

关键词:农地确权 交易成本 土地流转

一、引言

近年来随着城镇化、工业化的快速发展,农村劳动力向城市大规模流动,客观上要求农村土地资源的重新配置,使其从农业生产率相对较低的农户转移到生产率相对较高的农户,以提高农地资源的利用效率(Jin and Deininger, 2009; 黄枫、孙世龙, 2015)。同时,我国长期实行以家庭为生产单位的家庭联产承包责任制,也造成农村土地的分割零碎,亟须通过土地流转和集中,来缓解目前土地经营规模相对狭小的困境,实现农业专业化和适度规模经营。

土地流转高效顺畅的前提是土地的产权或使用权得以清晰界定并受到有效保护。然而过去20多年间,农村土地的产权残缺和不稳定导致土地流转存在较高的交易成本,是中国农地制度安排的一个显著特征。一方面,尽管中央一直试图加强农户的土地承包经营权,但是农户的承包地并未完成普遍的、其空间属性和物权属性有明确法律表达的使用权界定。另一方面,虽然国家政策所规定的土地承包期限长达几十年,但现实中农户的土地承包关系并不稳定。在许多地区,土地经常因为家庭人口变动、迁移和土地征用而发生增减调整。这种产权边界的不清晰和不稳定使得土地流转存在着不可预见的风险,从而限制了土地流转的规模和范围,降低了土地资源的配置效率。此外,随着土地流转的不断增加,客观上也要求对农户的土地使用权进行确权,以免在土地流转过程中农民的利益受到侵害(周其仁, 2013)。

“确权是基础,流转是核心”。土地流转迫切需要新一轮的土地产权改革。2011年初农业部发布了《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》(下文简称《意见》)^①,首次要求在土地实测的基础上对农户承包地进行确权登记颁证。提出要“把承包地块、面积、合同、权属证书全面落实到户”,目的是“确认和保障农民的土地物权,以明确土地承包经营权

*本文受中国特色社会主义经济建设协同创新中心的资助。感谢北京大学—林肯研究院城市发展土地政策研究中心2014~2015年度研究基金“农地确权、土地流转与农地投资”项目的资助。感谢北京大学国家发展研究院中国经济研究中心提供CHARLS数据。程令国、张晔感谢周其仁教授对本文观点的启发和指导,感谢北京大学国家发展研究院2008年秋、2009年春“产权与合约(土地问题)Workshop”参与者富有启发性的讨论。感谢上海财经大学文贯中、常进雄、龚关、林立国、王昉、黄枫,复旦大学经济学院陈庆池、封进、王弟海、陈硕,东南大学经管学院徐康宁、熊艳艳、顾欣、刘修岩,以及南京大学经济学院皮建才、葛扬等,对本文的评论和建议。文责作者自负。

张晔为本文通讯作者。

归属、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”。该意见在2013年中共十八大三中全会上进一步得以强调。对此,学者们已经从政策层面进行了一些较深入的解读和讨论(陈锡文、周其仁等,2014)。

那么,确权能否有效促进土地流转?由于确权改革目前尚在试点推行中,限于数据的可得性和滞后性,现有文献尚未使用定量方法很好的研究这一问题(Li, 2012; 周其仁, 2013)。本文建立了一个理论模型,并使用中国健康与养老追踪调查2011~2012年的农户调查数据,首次对农地确权对土地流转的影响进行了定量研究。

本文其余章节安排如下:第二部分介绍了农地确权的制度背景,并简要回顾了相关文献;第三部分建立了一个概念框架;第四部分介绍了本文的数据来源、实证方法以及描述性统计;第五部分是实证结果与分析;最后总结全文并讨论政策含义。

二、制度背景与文献回顾

(一)农地确权的历史背景

中国农地确权的实施具有特殊的制度背景和演变路径。在中国现有的农地产权制度安排中,土地所有权归村集体,农民只是拥有土地产权束的部分权能,包括使用权(即承包经营权)、转让权和相应的收益权。因此“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。

事实上,自从20世纪80年代初家庭联产承包责任制实施以来,中央一直希望尽可能的稳定土地承包关系,以促进农户对土地的长期投资。为此,1984年中央提出了“土地承包经营权15年不变”,以及“大稳定、小调整”政策^①;1993年又在一包的基础上提出二轮承包“土地承包期限30年不变”,并提倡有条件的地方实行“增人不增地”、“减人不减地”。这些稳定地权的要求后来上升为法律规定,分别被写进了1998年的《土地管理法》和2002年的《农村土地承包法》,后者还要求村集体向农民发放土地承包合同和承包经营权证书。2008年中共十七届三中全会更提出,“现有土地承包关系要保持稳定并长久不变”。这一提法在之后每年的中央1号文件中被多次强调。

土地流转的前提是农户拥有合法的转让权。1988年的《宪法修正案》和同年修订的《土地管理法》改变了之前禁止农户土地流转的做法,开始允

许土地在集体经济组织成员内部流转^②。随着农村人口迁移和非农经济的发展,农民对农业种植的依赖度下降,中央对土地流转采取了积极的态度。1998年《土地管理法》开始允许村民把土地流转给村外人,并提出在少数具备条件的地区发展土地适度规模经营。2002年颁布的《土地承包法》则进一步规定了农户可以依法采取转包、出租、互换、转让或者其他方式进行土地流转,并禁止村集体或当地政府加以干预和限制。

随着土地使用权的硬化和中央对土地流转限制的放松,农地租赁市场得到了迅速发展。80年代后期,农户之间自发进行的土地流转仅有1%~3%,沿海发达地区比例稍高一些。1998年土地流转政策放松后,农地流转速度有所提高。同年对全国8个省市的抽样调查显示,土地流转仅占承包耕地总面积的3%~4%;但2000年前后该比例快速升至5%~6%,其中沿海发达地区甚至达到8%~10%(陈锡文、韩俊,2002)。本世纪以来,随着外出农村劳动力增多,土地流转进一步加快。根据万举(2009)使用第二次全国农业普查数据推算,2006年全国农户土地流转率达到16.0%。而据农业部统计,2011年全国家庭承包耕地流转总面积达到2.28亿亩,占家庭承包经营耕地面积的17.8%^③。

然而,现行土地管理体制下土地流转仍然受到农户承包权边界模糊和不稳定的影响。一方面,虽然稳定地权已写入了法律,但尚未形成对土地承包经营权的设立、变更、转让和灭失等进行登记管理的产权制度。加上现有土地承包关系是在一包基础上延包形成的,承包期内频繁调整土地,不可避免地造成地块不实、四至不清、面积不准等问题。尤其是早期由于承包地要缴纳税费,土地价值较低,导致农民对土地流转中的土地权属不够重视;而随着土地经济价值的上升,由此带来的土地纠纷日益增多,交易成本不断上升。另一方面,由于土地归集体所有,每个集体成员在理论上都应平等拥有集体土地,因此当家庭人口变动或政府对集体土地征用时,经常会发生承包地的重新调整。有调查表明,自分田到户至今,63.7%的村在二包时进行过土地调整,34.6%的村在二包之后还进行了土地调整,主要是因为人口变化(64.5%)和征地(10.6%)(叶剑平,2010)。如果不对土地进行确权,不仅租出方担心土地租出后难以收回,更重要的是租入方也担心土地调整使其长期投资丧失,从而限制了土地流转。

为了进一步保障农户的土地承包经营权,促进土地流转,早在2009年农业部就选择了包括山东、重庆、四川等在内的8个省(直辖市)的部分乡镇,进行小规模的前期探索。其中表现较为突出的是四川省成都市,提出农地产权改革要实现“还权赋能”^⑤,确权工作取得了显著进展并积累了较多经验。在此基础上,2011年初以农业部发布《意见》一文为标志,正式揭开了全国范围内土地确权登记试点的序幕。此次确权的任务包括3个部分。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,从而为土地流转中可能的产权纠纷提供法律依据;三是为农户对其承包地的土地经营权颁证,提供正式法律表达。《意见》还要求各地区根据实际,科学选择试点范围,在1~3个“代表性强”的县(市、区)先行试验,再逐步推广^⑥。

为贯彻中央要求,到2011年3月,农业部等六部门正式启动全国范围内的农村土地承包经营权登记试点。首批50个试点县(市、区)涉及28个省份的710个乡镇、12150个村,截至2012年底,已有1642个村完成确权登记^⑦。与此同时,还有一些地区如安徽、四川、甘肃、云南等按照中央要求自行开始登记试点工作。2013年中央1号文件更明确规定“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”^⑧。同年确定了105个县(市、区)为第二批全国确权登记颁证试点地区,由此确权工作在中国全面开展^⑨。

(二)相关文献回顾

国内外有很多关于农地产权与土地流转行为的研究。一般认为,农地产权的稳定性和完整性影响着土地流转的交易成本,从而对农地租赁市场具有重要作用。如Yang(1997)、Holden和Yohannes(2002)通过对20世纪90年代我国农村土地租赁市场的研究发现,由于早期存在着流转权的限制,农户租出土地可能被村庄领导人视为无力耕种土地的信号,存在被村庄收回土地的风险;同时产权不稳定也增大了土地租约到期后收回土地的难度。因此农户不愿租赁导致土地租赁市场不活跃(Benjamin and Brandt, 2002)。类似的,Deininger和Jin(2005)对湖南、贵州和云南等地的研究发现,农户的土地流转权对其土地市场参与率具有重要影响。在土地流转权完整的地区,农户租赁土地的概率显著提高1.7%,租

赁面积则提高6.4%。另一方面,尽管中国农村各地的土地调整情况主要体现为“小调整”而不是“大调整”(Kung, 2000),但在地权不稳定的条件下,即使农户之间进行土地流转,也不得不局限在关系较亲近的熟人之间,从而降低了资源配置效率(Jin and Deininger, 2009)。由于发放土地承包合同和证书可以在一定程度上增强农户地权的稳定性,叶剑平等(2010)对中国2008年17省的土地调查发现,农村土地承包合同和证书的发放对农户土地流转量存在正向影响,且持有承包合同和证书的农地,其流转价格要比没有两证的显著高出65.7%。

目前也有极少数关于中国土地确权的初步探讨,如黄季焜、冀县卿(2012)对农地确权与农户土地投资关系的探讨,以及于建嵘、石凤友(2012)对农村土地确权制度的介绍等等。值得一提的是,四川成都作为中国农村土地制度改革的先行者,很多学者对成都农村的土地确权和流转的关系进行了研究。如北京大学国家发展研究院综合课题组(2010)对成都市都江堰的土地确权实践进行了介绍,认为确权是土地流转的基础,土地确权能够提高土地的产权强度,减少土地流转的交易成本并促进土地流转。Li(2012)研究了自2008年以来的中国成都确权实践,发现土地的产权强度与土地价格密切相关。周其仁(2013)介绍了中国农村土地产权制度的变革,并以成都土地确权实践为例,探讨了土地确权和农地转让权之间关系的内在逻辑。遗憾的是,这些研究主要围绕成都确权实践的案例展开,国内外尚缺乏对确权和土地流转关系进行普遍意义的定量分析。

从国际经验来看,确权或稳定的地权对土地流转具有重要影响。在多米尼加共和国,学者们发现,稳定的地权能够提高土地租赁市场的活跃度,使得土地租赁上升21%,租给穷人的土地上升63%(Macours et al., 2010)。在尼加拉瓜,拥有稳定产权的土地所有者更可能参与土地租赁市场(Deininger et al., 2003)。而Bezabih和Holden(2006)、Holden等(2011)研究了埃塞俄比亚的土地确权对土地市场参与率的影响,发现土地确权提高了土地租赁市场的参与率,尤其是女性户主的家庭更愿意租出土地。

三、概念框架

类似Carter和Yao(2002)、Deininger等(2008)等,我们构造了一个代表性农户生产模型。考察一

个代表性农户,该农户拥有初始土地 $\bar{T}$,劳动力 $\bar{L}$,以及农业生产率 α 。这里, α 可以视为农户从事农业生产比较优势的一种度量(Carter & Yao, 2002)。 α 越大,表示该农户从事农业生产的生产率越高。农户需要合理分配自己的劳动时间,以实现家庭收入最大化。一方面,它可以投入农业劳动时间 L_a 进行农业生产,从而获得农业产出收入 $F(L_a, T, \alpha)$;农户也可选择以 w 的工资率投入时间 L_w ($L_a + L_w = \bar{L}$)外出打工,并获取 wL_w 的工资收入。我们很一般化地假定生产函数 F 满足: $F_{L_a} > 0, F_T > 0, F_\alpha > 0$; $F_{L_a L_a} < 0, F_{TT} < 0, F_{\alpha\alpha} < 0$; $F_{L_a T} > 0, F_{L_a \alpha} > 0, F_{T\alpha} > 0$ 以及 $F_{L_a L_a} F_{TT} - F_{L_a T}^2 > 0$ ^⑧。相应地,农户会根据自己合意的农业劳动时间、农业生产效率以及初始土地禀赋来决定是否租入或租出土地。从而农户面临的优化问题可以写作:

$$\begin{aligned} \max_{L_a, L_w, T} & F(L_a, T, \alpha) + wL_w + I^{out}(T < \bar{T}) \\ & \times (\bar{T} - T)(r - c_1(\phi)) - I^{in}(T > \bar{T}) \times (T - \bar{T})(r + c_2(\phi)) \quad (1) \end{aligned}$$

$$s.t. \quad L_a + L_w \leq \bar{L} \quad (2)$$

$$L_a, L_w, \alpha \geq 0 \quad (3)$$

这里, $I^{out}(T < \bar{T})$ 为代表是否“租出土地”的二元指标函数:如果 $T < \bar{T}$, $I^{out}(T < \bar{T}) = 1$;否则, $I^{out}(T < \bar{T}) = 0$ 。类似地,我们定义是否“租入土地”的二元指标函数 $I^{in}(T > \bar{T})$ 。 r 是单位土地租金或说土地租金率。 $c_1(\phi)$ 和 $c_2(\phi)$ 分别是租出方和租入方所承担的交易费用,包括搜寻潜在交易方、协商和执行租赁合同等产生的费用。不失一般性,我们假设交易费用与交易面积成比例,并允许双方承担不同的交易费用。因此当农户租出土地时,实际获得的土地租金率为 $r - c_1(\phi)$;而在租入土地时,实际支付的土地租金率为 $r + c_2(\phi)$ 。本文中假定交易成本主要来自于当前农地制度安排下土地产权边界的模糊和不稳定导致的制度风险 ϕ ,尤其是土地调整风险:当土地重新调整时,土地经营者在土地上所投入的长期投资可能会丧失。土地制度风险越大,土地租赁协议所面临的不确定越高,人们对产权的不确定预期越强,导致交易成本加速上升。由此我们可以合理的假定:

$c_1' > 0, c_2' > 0; c_1'' > 0, c_2'' > 0$ 。由(1)、(2)、(3)式可推得 (L_a^*, T^*) 满足一阶条件:

$$F_{L_a}(L_a^*, T^*, \alpha) = w \quad (4)$$

$$F_T(L_a^*, T^*, \alpha) = r - c_1(\phi) \quad (\text{如果 } T < \bar{T}) \quad (5.1)$$

$$F_T(L_a^*, T^*, \alpha) = r + c_2(\phi) \quad (\text{如果 } T > \bar{T}) \quad (5.2)$$

而既不租入也不租出土地的农户则满足:

$$r - c_1(\phi) < F_T(L_a^*, \bar{T}, \alpha) < r + c_2(\phi) \quad (5.3)$$

(一) 确权对农户土地租赁市场参与及土地流转量的影响

首先,由于交易费用的存在,阻碍了部分农户参与土地租赁市场;而确权带来的土地制度风险 ϕ 的下降能够降低交易费用,使得更多的农户参与土地租赁市场,通过租出或租入土地增加其产出和福利。我们假定不参与土地租赁市场的农户生产率区间为 (α_L, α_U) 。对于不参与土地租赁的农户来说,其最优土地耕作面积为 $T^* = \bar{T}$,从而给定一个外生的 w , (4)式可以唯一确定一个最优的农业劳动投入, $L_a^* = F_{L_a}^{-1}(w, \bar{T}, \alpha)$,且 L_a^* 不受土地制度风险 ϕ 的影响。由(5.3)式可以得出, $\alpha_L = F_T^{-1}(L_a^*, \bar{T}, r - c_1(\phi))$, $\alpha_U = F_T^{-1}(L_a^*, \bar{T}, r + c_2(\phi))$ 。由 α_L, α_U 分别对 ϕ 求导可得:

$$\frac{\partial \alpha_L}{\partial \phi} = \frac{\partial F_T^{-1}}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial \phi} = -\frac{\partial F_T^{-1}}{\partial \mu} \cdot c_1'(\phi) < 0 \quad (6.1)$$

$$\frac{\partial \alpha_U}{\partial \phi} = \frac{\partial F_T^{-1}}{\partial v} \frac{\partial v}{\partial \phi} = \frac{\partial F_T^{-1}}{\partial v} \cdot c_2'(\phi) > 0 \quad (6.2)$$

这里 $\mu = r - c_1(\phi)$, $v = r + c_2(\phi)$ 。由反函数的单调性质可知 F_T^{-1} 对于 μ 或 v 的单调性与 F_T 对于 α 的单调性保持一致,由假设知 F_T 对于 v 单调为正(因为 $F_{T\alpha} > 0$),从而 ϕ 下降时, α_L 会上升而 α_U 会下降。因此,确权所带来的制度风险 ϕ 的降低会使得区间 (α_L, α_U) 收窄,从而使得更多的农户参与土地租赁市场。

进一步,由(4)、(5.1)式对 ϕ 求导,并根据克莱姆法则(cramer's rule),推得:

$$\frac{dT}{d\phi} = \frac{-c_1'(\phi)F_{L_a L_a}}{(F_{L_a L_a}F_{TT} - F_{L_a T}^2)} > 0 \quad (\text{如果 } T < \bar{T}) \quad (7.1)$$

类似地,由(4)、(5.2)式我们同样可以推得:

$$\frac{dT}{d\phi} = \frac{c_2'(\phi)F_{L_a L_a}}{(F_{L_a L_a}F_{TT} - F_{L_a T}^2)} < 0 \quad (\text{如果 } T > \bar{T}) \quad (7.2)$$

因此对于土地出租方而言,土地制度风险 ϕ 的下降使其对自我耕种土地的需求量下降,从而土地租出量 $\bar{T} - T^*$ 上升;对于土地租入方而言, ϕ 下降后其对土地的需求量上升,从而土地租入规模 $T^* - \bar{T}$ 上升。因此,土地制度风险 ϕ 下降会带来土地流转量的增加。

(二) 确权对农户土地租赁价格的影响

更进一步,我们把土地供给者的土地需求记作 T_0^* ,从而其土地净供给为 $\bar{T} - T_0^*$;租入方的土地需求为 T_1^* ,其土地净需求为 $T_1^* - \bar{T}$ 。假定农业生产率 α 均匀分布在区间 $[\alpha, \bar{\alpha}]$ 上,同时假定所有农户除了农业生产率 α 不同外,土地和劳动的初始禀赋完全相同。于是得到土地租赁市场上的土地总供给为:

$$LS(w, r, \phi; \bar{L}, \bar{T}) = \int_{\alpha}^{\bar{\alpha}} (\bar{T} - T_0^*) d\alpha \quad (8)$$

同理,土地租赁市场上的土地总需求和市场出清条件分别为:

$$LD(w, r, \phi; \bar{L}, \bar{T}) = \int_{\alpha_U}^{\bar{\alpha}} (T_I^* - \bar{T}) d\alpha \quad (9)$$

$$LS(w, r, \phi; \bar{L}, \bar{T}) = LD(w, r, \phi; \bar{L}, \bar{T}) \quad (10)$$

给定 $F(L_u, T, \alpha)$ 的具体函数形式,由(10)式我们即可以求得均衡市场租金 $r^*(w, \phi; \bar{L}, \bar{T})$;或者(10)式两边对 ϕ 进行隐函数求导,可以求得 $\partial r^*/\partial \phi$ 。然而在一般情形下,无论是 r^* 还是 $\partial r^*/\partial \phi$ 都难以求得显式解(Deininger et al., 2008)。为避免复杂化,这里我们考察两种极端情形下 ϕ 变化对土地租金率的影响。

情形 1: $c_1(\phi)=0, c_2(\phi)\neq 0$ 。此时, ϕ 下降会带来土地租金上升。

在这种情形下,土地租赁市场的交易费用完全由租入方承担。给定 r , 当 ϕ 下降时, α_U, T_s^* 均不会发生变化(注意到此时 $dT^*/d\phi=0, d\alpha_U/d\phi=0$), 从而 LS 保持不变。而给定 r , 当 ϕ 下降时,一方面 α_U 会下降,从而有更多的人进入土地租赁市场开始租入土地(记作 Δ_1),另一方面,原有的土地租赁者会增加土地租入量(记作 Δ_2)。这两种效应都会使得土地租赁总需求 LD 上升。由此,要想使市场重新出清,土地租金率 r 必须要上升。

$$\frac{\partial LD}{\partial \phi} = \underbrace{-(T_I^* - \bar{T}) \frac{\partial \alpha_U}{\partial \phi}}_{\Delta_1 < 0} + \underbrace{\int_{\alpha_U}^{\bar{\alpha}} \frac{\partial (T_I^* - \bar{T})}{\partial \phi} d\alpha}_{\Delta_2 < 0} < 0 \quad (11)$$

类似地,我们同样可以推得:

情形 2: $c_1(\phi)\neq 0, c_2(\phi)=0$ 。此时, ϕ 下降会带来土地租金下降。

现实生活中, ϕ 变化后土地租金率是升是降取决于上述两种情形哪一种起主导作用。考虑到我国农村的现实情况,当前中国正经历农村劳动力向城市大规模流动,外出打工的农户普遍具有出租土地的愿望;然而由于产权边界的不清晰和不稳定,尤其是土地调整带来的难以预见的投资风险,使得种粮大户不愿意进行大规模的农业投资,导致对土地租赁的需求不足,在无人承租的情况下甚至出现了耕地撂荒现象(杨涛、王雅鹏, 2003)。因此我们假定情形 1 可能更接近于真实的情形,即土地制度风险主要由承租方来承担, ϕ 下降会带来土地租金的上升。

四、数据来源、识别策略及描述性统计

(一)数据来源与识别策略

本文数据来自中国健康与养老追踪调查(Chi-

na Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS) 2011~2012 年第一次全国基线调查(Zhao et al., 2013)。该调查由北京大学国家发展研究院和中国疾病预防控制中心主持,样本分布在全国 28 个省份的 150 个县级单位, 450 个村级/社区单位, 共计 10257 户、17708 人。问卷包含个人、家户和社区等 3 个层面的丰富信息。特别的, CHARLS 还询问了村庄确权以及家庭从集体分配土地、土地租赁情况等较为详细的农地确权信息,这使得我们的研究成为可能。我们最终使用的样本包括具有明确农地确权信息的 236 个村庄, 共计 5920 个农户。

本文重点关注的是农户的土地流转指标。CHARLS 调查同时调查了农户和社区两个层面的土地流转情况,因此我们的指标也相应分为家户和村庄两个层面。其中家户层面的指标包括:农户是否租出或租入土地(发生租出或租入=1,不发生=0)^①、土地租出或租入面积,以及土地租赁价格等^②;而村庄层面的指标则包括了该村庄的土地流转面积,以及土地流转价格^③。需要指出的是,在 CHARLS 调查问卷设计中,农户层面的土地租入指标不仅包括向其他农户租入的土地,还包括向集体租入的土地,导致土地租入变量存在一定的噪音。因此,本文以土地租出作为土地流转的主要指标加以考察。据此,我们采用的回归方程为:

$$y_{vi} = \beta_0 + \delta \times Tiling_v + X_{vi}'\beta_1 + Z_v'\beta_2 + \epsilon_{vi} \quad (12)$$

这里 y_{vi} 是我们所关注的村庄 v 家户 i 的被解释变量,包括是否土地流转(租出)、土地流转面积、土地租赁价格等。变量 $Tiling_v$ 则是我们所关注的主要解释变量:如果一个村进行了土地承包经营权的确权登记颁证, " $Tiling_v=1$ ", 否则等于 0。在估计方法上,当被解释变量是农户是否发生土地租出时,我们采取了 Probit 估计;而当被解释变量是土地租出面积时,由于大量零值的存在,我们使用了 Tobit 估计;当被解释变量是土地租赁价格时,我们对被解释变量进行了对数转换,并使用 OLS 加以估计。

此外,我们还控制了家户层面和村庄层面可能同时会影响确权和土地流转的变量, X_{vi} 和 Z_v 。其中家户层面变量包括户主的年龄、性别、教育程度、婚姻状态、自评健康状况,家庭人数、家庭抚养比、家庭纯收入(log)、过去一年家中有人外出打工 6 个月以上、家庭从集体分得耕地面积;村庄层面的变量包括外来人口比例、外出打工人口比例、村工业收入比重、当地雇工工资、人均纯收入水平(log)、老龄化程

度(60岁以上老年人比重)、是否实行新农保和农业补贴、地形(平原、山地等)、是否通公交车、距最近公交车站距离,以及是否属于中西部地区,等等。

在村庄层面上,我们还使用倾向分值匹配(propensity score matching)方法对确权与土地流转之间关系进行了进一步检验。被解释变量为“村转租土地的比例”和“村转租土地的平均价格”,可观测特征则包括了上述回归中村庄层面的各变量。该方法通过构造在各可观测特征上与处理组非常相近的控制组,使得处理组与控制组更加可比,从而得到更精确的估计。本文采用了常见的kernel匹配方法(kernel matching)。kernel匹配的结果取决于两个选择:一是kernel函数的选择,本文选用了文献中最常用的Gaussian函数;二是区间间隔(bandwidth)的选择,本文使用了文献最常用的0.06^⑨。

值得指出的是,对于单个农户的土地租赁行为而言,村庄层面的确权在很大程度上可以视为一个政策性外生变量;然而对于村庄层面的土地流转而言,由于各地区在选择试点时并不是随机选择的,从而可能影响到 $Titling$ 变量的外生性。考虑到我们的数据是横截面数据,因此在理论上存在着反向因果的可能性:即如果一个村庄土地流转的需求较大,从而该村庄被上级政府选择为确权试点村的可能性会较大。因此我们在下文中对确权村和非确权村之间是否存在系统性特征差异做了进一步的考察。

(二)描述性统计

在表1中我们对可能影响确权试点选择的村庄特征进行了全面描述。结果显示,除了确权村的工业收入比重略低、老龄化特征较明显外,确权村和非确权村在各方面特征几乎没有差别。我们进一步使用“是否确权”对各村庄特征进行了Probit回归,第(5)列的结果同样表明除了工业收入比重和老龄化程度外,其他各变量对村庄是否确权没有解释力。而作为Probit模型整体显著性的检验,第(5)列中报告了Wald检验的 χ^2 统计量,结果显示该统计的P值约为0.66,表明各村庄特征对确权在整体上结果不显著。这说明了各地区在选择试点村时基本遵循了“代表性”和普遍性的原则,从而在本文研究中“选择性”确权并不是一个严重的问题。

表2给出了关于确权与土地流转的基本特征事实。表中可以看出,相较非确权村,确权村有更高比例的农户出租土地,且其土地出租面积明显更大,土地租金率明显更高。与此相一致,村庄层面的数据同样表明,确权村的耕地流转比例更高,土地流转价格也更高。

有趣的是,确权村实际耕种土地的集中度更高,由此显示出确权所带来的土地流转在一定程度上促进了农户间土地的集中。表2显示,确权村和非确权村的农户实际耕种土地的基尼系数分别为0.60和0.55。图1画出了实际耕种土地面积的概率密度分布。我们可以看出确权村的实际耕种土地面积的分布更为集中。图2则描绘了实际耕种土地面积的洛伦兹曲线。可以直观的看出,确权村的实际耕种土地面积的分布更不均等。

表1 土地确权与村庄特征

变量	合计 (1)	确权村 (2)	非确权村 (3)	Diff (4)=(2)-(3)	Pr(确权=1) (5)
人均耕地面积(亩)	3.40(15.95)	2.54(3.71)	3.76(18.88)	-1.22	0.029(0.034)
外来人口比重	0.03(0.06)	0.03(0.08)	0.02(0.06)	0.01	0.707(2.059)
外出人口比重	0.19(0.22)	0.22(0.26)	0.18(0.20)	0.05	-0.379(0.474)
村工业收入比重	0.11(0.26)	0.06(0.17)	0.13(0.28)	-0.08*	-1.043**(0.501)
当地雇工日工资(元)	71.97(25.35)	75.14(24.94)	70.61(25.47)	4.53	0.004(0.005)
村人均收入水平(千元)	3.57(3.04)	3.56(2.68)	3.58(3.20)	-0.02	-0.016(0.046)
村庄老龄化程度	0.18(0.12)	0.22(0.17)	0.16(0.10)	0.06***	1.839*(1.009)
是否推行“新农保”	0.46(0.50)	0.41(0.50)	0.48(0.50)	-0.06	-0.081(0.223)
是否实行农业补贴	0.97(0.18)	0.97(0.17)	0.96(0.19)	0.01	-0.200(0.554)
是否通公交车	0.47(0.50)	0.51(0.50)	0.46(0.50)	0.06	0.051(0.261)
离公交车站距离(公里)	3.09(5.11)	2.29(4.01)	3.44(5.50)	-1.15	-0.021(0.027)
地形:平原	0.32(0.47)	0.27(0.45)	0.35(0.48)	-0.07	
丘陵	0.34(0.47)	0.43(0.50)	0.30(0.46)	0.13*	0.181(0.278)
山地	0.27(0.45)	0.26(0.44)	0.28(0.45)	-0.02	0.137(0.293)
高原	0.05(0.21)	0.03(0.17)	0.05(0.23)	-0.03	-0.110(0.556)
盆地	0.02(0.13)	0.01(0.12)	0.02(0.13)	0.00	-0.017(0.857)
Wald chi2					12.26(0.659)
观测值	236	70	166		170

注:(1)第(1)~(3)报告的是均值,括号中给出了标准差;(2)第(4)列给出确权村与非确权村在村庄特征上的差别,并对此差别进行了t检验;***、**、*分别表示 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.1$;(3)第(5)列报告的是Probit回归的系数和稳健标准误,其中地形哑变量的基准组为“平原”,下同;Wald chi2括号中报告的是P值。

表2 土地确权与流转:特征事实

变量	合计	确权村	非确权村
租出土地(不租出=0)	0.10(0.30)	0.13(0.34)	0.09(0.29)
租入土地(不租入=0)	0.12(0.32)	0.11(0.31)	0.12(0.33)
租金率(元/亩/年)	268.44(369.04)	297.95(411.15)	255.12(347.62)
集体分配耕地面积(亩)	6.22(12.04)	6.68(11.01)	6.03(12.44)
租出土地面积(全部农户均值)	0.41(3.59)	0.55(2.83)	0.35(3.86)
租出土地面积(租出地农户均值)	4.01(10.62)	4.14(6.77)	3.93(12.43)
租入土地面积(全部农户)	0.83(5.71)	0.71(4.21)	0.88(6.24)
租入土地面积(租入地农户均值)	7.14(15.40)	6.71(11.27)	7.30(16.68)
实际耕种土地面积	6.55(13.94)	6.78(12.44)	6.46(14.52)
观测值	5920	1737	4183
耕地流转比例(%)	11.56(16.86)	14.96(18.32)	10.01(16.05)
平均耕地租金率(元/亩/年)	318.9(399.5)	352.9(406.7)	304.7(396.9)
实际耕种土地Gini系数	0.57(0.013)	0.60(0.025)	0.55(0.015)
观测值	236	70	166

注:(1)除基尼系数外,报告的都是均值,括号中为标准差;(2)所有统计指标的计量均调整了抽样数。

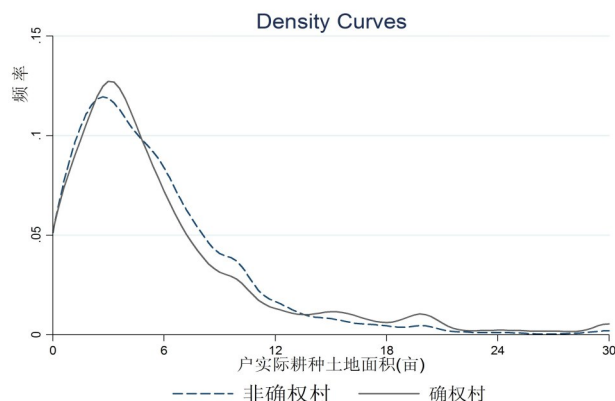


图1 确权村和非确权村实际耕种面积的分布

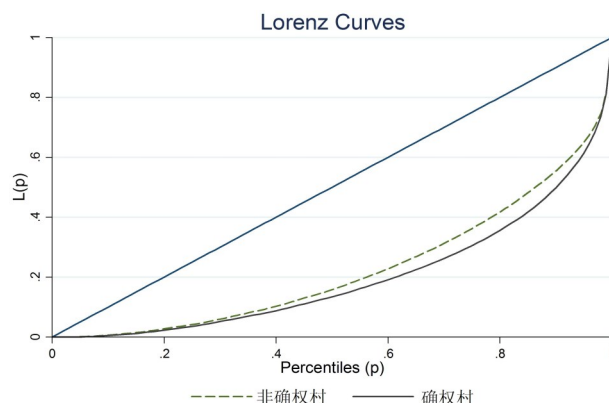


图2 确权村和非确权村实际耕种面积的Lorenz曲线

五、实证结果与分析

按照上文的推断,我们期待农地确权能够对农户的土地流转产生正向影响。表3给出了确权对土地流转影响的估计结果。结果显示,确权显著提高了农户土地租出率以及土地租出面积。

具体来说,从土地流转率来看,确权村农户的土地流转率比非确权村高出4.3%,并具有边际显著性;当控制更多的村庄特征变量后,该系数进一步上升到约4.9%,并在5%的置信水平上显著。从土地出租面积来看,确权村的户均土地租出面积比非确权村

高出0.29亩;当控制更多的村庄变量后,该系数进一步上升到0.37亩(考虑到非确权村农户的户均租出土地面积为0.35亩,因此在其他条件不变的情况下,确权村户均租出土地面积较非确权村高出1倍),且在1%的置信水平上显著。这说明,确权确实提高了土地租赁市场的活跃度,土地流转显著增加。

影响土地流转的其他因素均符合预期。可以看出,农户的土地是否发生土地租出,以及土地流转量的大小明显取决于家庭可用劳动力的多寡和生产能力的水平,如户主的性别和婚姻状况、家庭人数、抚养比等等。家庭可用劳动力越少,越可能

发生土地租出。在村集体层面,村庄收入水平越高,土地流转越多,说明高收入地区有着更高的土地流转和土地资源效率。同时,土地流转还与村庄的老龄化程度以及交通便捷性密切相关。另外,有趣的是,“家中有人外出打工”这一系数不仅较小且不显著,表明仅仅家中有人外出打工对农户的土地租出并没有显著影响。

考察土地产权所带来的资产价值的标准做法是比较两种其他属性相同的土地市场价值的差异(Lanjouw and Levy, 2002)。表4使用OLS估计考察了确权对土地租金率的影响。为了控制不同地区物价水平的差异,我们还在第3~4列中还控制了各村庄的大米价格。结果显示,确权村的土地租金率较非确权村大幅上浮42.9%~43.3%,加入个人家庭变量后,土地租金率几乎没有变化,且均在1%的置信水平上显著。这一结果与叶剑平等(2010)的结果类

表3 确权对土地流转的影响

变量	土地租出率		土地租出面积	
	(1)	(2)	(3)	(4)
确权	0.043*(0.022)	0.049***(0.023)	0.287*(0.153)	0.368****(0.102)
年龄	0.000(0.001)	0.000(0.001)	0.005(0.006)	0.003(0.005)
男性	-0.020*(0.011)	-0.014(0.013)	-0.145*(0.080)	-0.114(0.083)
教育:小学	-0.004(0.013)	-0.017(0.013)	-0.037(0.085)	-0.134(0.102)
初中	0.017(0.017)	0.005(0.019)	0.128(0.108)	0.040(0.133)
高中及以上	0.034*(0.019)	0.033(0.023)	0.326(0.203)	0.344(0.253)
有偶	-0.039****(0.014)	-0.044****(0.015)	-0.236***(0.101)	-0.284***(0.121)
自评健康好	0.019(0.014)	0.013(0.014)	0.103(0.088)	0.055(0.100)
家庭人数	-0.013****(0.004)	-0.009***(0.004)	-0.102****(0.039)	-0.085***(0.040)
家庭抚养比	0.036*(0.019)	0.034(0.021)	0.220(0.135)	0.215(0.151)
家庭收入(对数)	0.024****(0.006)	0.019****(0.006)	0.178****(0.055)	0.160****(0.054)
家中有人外出打工≥6个月	0.013(0.011)	0.016(0.013)	0.077(0.071)	0.078(0.091)
家庭从集体分得耕地面积	-0.000(0.000)	-0.001*(0.000)	0.015*(0.008)	0.012(0.009)
外来人口比重		0.092(0.151)		0.520(0.732)
外出人口比重		0.019(0.056)		0.094(0.196)
村工业收入比重		0.005(0.037)		0.017(0.156)
当地雇工日工资(元)		-0.000(0.000)		-0.003(0.003)
村人均收入水平(对数)		0.081****(0.019)		0.582****(0.184)
村老龄化程度		-0.131(0.106)		-1.103***(0.472)
是否实行新农保		-0.004(0.024)		-0.040(0.086)
实行农业补贴		0.025(0.045)		0.186(0.224)
是否通公交车		0.020(0.031)		0.186*(0.103)
离公交车站距离(公里)		0.004*(0.002)		0.029****(0.011)
中部地区		0.003(0.023)		0.097(0.106)
西部地区		-0.000(0.033)		0.056(0.113)
观测值	4988	3734	4988	3733

注:(1)对土地租出率的估计为Probit模型,报告的是均值处的边际效应(Marginal Effect);对土地租出面积的估计为Tobit模型,报告的是左截断(Left-Censored)情形下均值处的边际效应,下表同。(2)模型中还控制了地形哑变量(即平原、丘陵、山地、高原、盆地),限于篇幅未列出,以下表同。(3)括号中报告了调整了“村”cluster的稳健性标准误;***、**、*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$,以下表同。

似。这说明,确权切实加强了农民承包经营权的产权强度,提高了土地资源的内在价值,从而推高了土地租金率。

表5进一步按照村庄20年内有无土地调整进行了分组估计。由于确权的实质是以法律文书的

形式稳定地权,因此我们猜想,如果某村庄长期内一直未调整土地,使得农户对土地使用权的稳定性预期很高,那么确权对该村庄土地流转的影响应较小;相反,如果某村庄在若干年内曾发生过土地调整,村民对土地使用权的稳定性缺乏信心,那么确权

对该村庄土地流转的影响应该较大。表5的结果完全验证了这一点。对于20年内无土地调整的村庄而言,确权对土地流转的边际效应并不显著;而对存在土地调整的村庄而言,确权则显著提高了农户的出租概率和土地流转量。这就验证了我们上文的假设,即农地确权主要通过降低土地调整的制度风险,从而促进了土地流转。

同时,我们还对农地确权的滞后效应进行了考察。由于以往政府试图稳定地权的努力并不能完全阻止村庄内部的土地调整,因此农户需要时间来了解并对此确权政策产生信任;同时,从农地确权到对土地流转产生影响也需要时间。因此表5中我们又按照确权发生的年份进行了分组。结果同样验证了我们的预期:对于确权不足两年的村庄,确权对土地流转影响系数较小

且不显著;而对于确权达到2年以上的村庄,其土地流转率比未确权的村庄显著高出6.5%,户均土地出租量显著高出约0.48亩。这里需要特别指出的是,确权在短期内对土地流转的影响不显著这一发现也杜绝了确权与土地流转之间存在反向因果的可能性:由于被解释变量是过去一年间的土地出租的实际发生率,而确权发生在至少两年以前,显然,如果土地流转本身也决定了村庄能否被选为确权村,那么对于确权时间较短的村庄来说,其回归系数也应该是显著的。因此这就进

表4 确权对土地流转租金率的影响

变量	被解释变量: $\log(1+\text{土地租金率})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
确权(否=0)	0.235*** (0.039)	0.429*** (0.045)	0.433*** (0.045)	0.433*** (0.046)
村人均耕地面积(亩)		0.009(0.006)	0.007(0.006)	0.006(0.006)
外来人口比重		1.630*** (0.456)	1.630*** (0.455)	1.525*** (0.473)
外出人口比重		0.236(0.150)	0.264* (0.152)	0.328** (0.152)
村工业收入比重		0.325*** (0.112)	0.327*** (0.112)	0.346*** (0.114)
当地雇工日工资(元)		0.001(0.001)	0.001(0.001)	0.001(0.001)
村人均收入水平(对数)		-0.070(0.053)	-0.064(0.053)	-0.058(0.054)
村老龄化程度		-1.224*** (0.225)	-1.226*** (0.225)	-1.243*** (0.229)
是否实行新农保		0.014(0.044)	0.025(0.045)	-0.004(0.046)
实行农业补贴		0.466*** (0.174)	0.426** (0.176)	0.471*** (0.181)
通公交车		0.052(0.050)	0.061(0.050)	0.083(0.051)
离公交车站距离(公里)		0.008(0.005)	0.009(0.006)	0.009(0.006)
中部地区		-0.125** (0.058)	-0.108* (0.058)	-0.119** (0.059)
西部地区		0.063(0.069)	0.075(0.068)	0.053(0.070)
大米价格(元/公斤)			0.108** (0.054)	0.108* (0.056)
年龄				-0.005(0.003)
男性				-0.026(0.048)
教育:小学				-0.021(0.058)
初中				0.007(0.072)
高中及以上				0.005(0.093)
有偶				0.084(0.064)
自评健康好				0.059(0.064)
家庭人数				0.014(0.014)
家庭抚养比				0.029(0.082)
家庭收入(对数)				0.027(0.022)
家中有人外出打工≥6个月				-0.058(0.054)
常数项	5.123*** (0.023)	5.295*** (0.207)	5.047*** (0.230)	5.142*** (0.311)
R-squared	0.009	0.169	0.169	0.175
观测值	4014	3030	3030	2935

表5 确权与土地流转:按照村庄特征的分组估计

变量	20年内无土地调整		20年内有土地调整		确权时间不足2年		确权时间2年以上	
	租出率	出租面积	租出率	出租面积	租出率	出租面积	租出率	出租面积
确权	0.005	0.114	0.056***	0.333***	-0.011	-0.036	0.065***	0.478***
年龄	0.001	0.010	-0.001	-0.002	0.000	0.005	0.000	0.002
男性	-0.017	-0.191	-0.012	-0.084	-0.016	-0.113	-0.015	-0.119
教育:小学	-0.020	-0.277	-0.011	-0.056	-0.007	-0.070	-0.015	-0.132
初中	0.021	0.136	0.004	0.051	0.008	0.034	0.006	0.044
高中及以上	0.057*	0.769	0.035	0.122	0.038	0.398	0.039*	0.387
有偶	-0.034*	-0.287	-0.058***	-0.285***	-0.044***	-0.288**	-0.044***	-0.294**
自评健康好	-0.023	-0.291	0.042**	0.185**	0.012	0.054	0.009	0.027
家庭人数	-0.010**	-0.124*	-0.007	-0.040	-0.008*	-0.077*	-0.009**	-0.080*
家庭抚养比	0.036	0.314	0.043	0.223	0.026	0.152	0.041*	0.266
家庭收入(对数)	0.008	0.139	0.029***	0.159***	0.018***	0.153**	0.019***	0.164***
家中有人外出打工≥6个月	0.031*	0.211	0.013	0.048	0.030**	0.183*	0.020	0.098
家庭从集体分得耕地面积	-0.000	0.019	-0.001	0.004	-0.001	0.011	-0.001	0.012
外来人口比重	0.075	0.765	-0.011	-0.228	0.140	0.798	0.298**	1.807*
外出人口比重	-0.094**	-0.913*	0.135***	0.493**	0.033	0.220	0.041	0.248
村工业收入比重	0.032	0.258	0.034	0.125	-0.003	0.006	-0.003	-0.040
当地雇工日工资(元)	0.001***	0.005	-0.001***	-0.005***	0.000	-0.001	-0.000	-0.003
村人均收入水平(log)	0.062***	0.662**	0.081***	0.418***	0.082***	0.585***	0.082***	0.601***
村老龄化程度	0.111	0.605	-0.209***	-0.955**	-0.042	-0.586	-0.084	-0.796*
是否实行新农保	-0.035**	-0.393	0.016	0.054	-0.020	-0.141	0.004	0.010
实行农业补贴	0.018	0.364	-0.063	-0.433	-0.011	0.092	0.020	0.166
是否通公交车	-0.049**	-0.469**	0.064***	0.362***	-0.019	-0.093	0.016	0.155
离公交车站距离(公里)	-0.001	-0.010	0.008***	0.038***	0.002	0.014	0.003**	0.022**
中部省份	-0.045**	-0.399*	0.025	0.244**	0.001	0.036	0.005	0.112
西部省份	-0.041**	-0.270	0.048**	0.290***	-0.054***	-0.327*	0.018	0.175
观测值	1559	1559	2156	2174	2823	2822	3502	3501

注:(1)此处限于篇幅,未报告稳健标准误,下同。(2)按确权时间分组的基准组均为未确权地区的农户。

表6 确权与土地流转:按照农户特征的分组估计

变量	户主性别		户主年龄		自评健康		家中有人外出打工≥6个月	
	男性	女性	<65岁	≥65岁	好	一般或差	有	无
确权	0.045***	0.055***	0.043***	0.067***	0.040	0.051***	0.073***	0.003
年龄	-0.001	0.000	-0.003**	0.002	-0.004**	0.001	0.000	-0.000
男性	-	-	-0.012	-0.013	-0.002	-0.011	-0.018	-0.003
教育:小学	-0.016	-0.021	-0.010	-0.029	-0.067*	-0.009	0.001	-0.050**
初中	0.013	-0.000	-0.011	0.061	-0.049	0.012	0.015	-0.020
高中及以上	0.027	0.041	0.024	0.059	0.015	0.028	0.044	-0.007
有偶	-0.060***	-0.035*	-0.056***	-0.020	-0.056	-0.043***	-0.047***	-0.048*
自评健康好	0.031	0.001	0.012	0.016	-	-	0.013	0.012
家庭人数	-0.007	-0.013**	-0.012***	-0.004	-0.002	-0.010***	-0.009*	-0.005
家庭抚养比	0.018	0.051*	0.047*	0.038	0.057	0.027	0.056**	-0.056
家庭收入(对数)	0.020**	0.020***	0.021***	0.021**	0.022*	0.020***	0.025***	0.010
家中有人外出打工≥6个月	0.003	0.029	0.015	0.007	-0.006	0.017	-	-
家庭从集体分得耕地面积	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.010***	-0.000	-0.001	-0.002
外来人口比重	0.155	0.081	0.139	-0.146	0.738***	-0.024	-0.063	0.491**
外出人口比重	0.038	0.001	-0.008	0.091*	0.010	0.035	0.060*	-0.066
村工业收入比重	-0.046	0.046	0.010	-0.009	-0.229***	0.037	0.004	0.009
当地雇工日工资(元)	-0.001**	-0.000	-0.000	0.000	-0.000	-0.000	-0.000*	-0.000
村人均收入水平(log)	0.112***	0.058***	0.075***	0.095***	0.172***	0.072***	0.082***	0.087***
村老龄化程度	-0.135*	-0.133*	-0.088	-0.256**	-0.238*	-0.132**	-0.212***	0.031
是否实行新农保	-0.031*	0.019	0.005	-0.024	0.041	-0.013	-0.009	0.009
实行农业补贴	-0.029	0.072	0.017	0.051	-0.089	0.025	0.000	0.043
是否通公交车	-0.004	0.041**	0.028*	-0.008	0.089**	0.010	0.011	0.037
离公交车站距离(公里)	0.004**	0.004**	0.004***	0.005**	0.013***	0.003**	0.003**	0.006***
中部省份	0.014	-0.002	0.004	-0.008	0.135***	-0.012	0.015	-0.019
西部省份	0.014	-0.006	0.020	-0.041	0.136***	-0.020	0.002	-0.003
观测值	1779	1918	2712	995	514	3213	2386	1297

一步说明了上文表3的估计结果并不存在我们所担心的反向因果性偏误。

表6则给出了按照农户的农业生产效率特征的分组回归。为了节约篇幅,我们仅报告了确权对土地流转率的影响估计。我们发现,确权对土地流转的影响与农户的个体生产率特征密切相关。农业劳动生产率较低的农户组别,比如户主为女性或老年人,以及自评健康一般或较差的家庭,确权对其土地租出的影响更大更显著。这也呼应了Holden等(2011)认为确权会使得农业生产率较低的女性户主家庭更倾向于出租土地的结论。因此这一分

表7 确权对土地流转的影响(村庄层面)

变量	被解释变量:村土地流转比例		村土地流转平均价格(对数)	
	OLS	PSM	OLS	PSM
确权	0.061** (0.029)	0.054** (0.027)	0.705* (0.419)	0.778* (0.408)
人均耕地面积	-0.000 (0.004)		0.028 (0.048)	
外来人口比重	0.213 (0.295)		1.081 (4.532)	
外出人口比重	0.064 (0.060)		1.160 (0.732)	
村工业收入比重	0.172** (0.078)		0.951 (0.776)	
当地雇工日工资(元)	-0.000 (0.001)		0.009 (0.008)	
村人均收入水平(对数)	0.043* (0.023)		0.435 (0.421)	
村老龄化程度	-0.215** (0.096)		-2.650 (2.156)	
推行“新农保”	0.033 (0.029)		0.035 (0.436)	
实行农业补贴	-0.062 (0.073)		-0.448 (1.145)	
大米价格(元/公斤)			0.853** (0.423)	
是否通公交车	-0.024 (0.033)		0.174 (0.467)	
离公交车站距离(公里)	-0.004 (0.002)		0.022 (0.048)	
中部省份	0.017 (0.033)		-0.052 (0.560)	
西部省份	-0.000 (0.039)		0.267 (0.544)	
常数项	0.095 (0.086)		2.041 (1.963)	
观测值	170	154	154	154
R-squared	0.2032		0.2028	

组估计的结果表明,确权能使劳动生产率较低的农户更愿意将土地租出而减少或退出农业生产,从而优化土地资源的配置。

同时我们还发现,对于家中有人长期外出打工的组别,确权使得农户的土地出租率大幅上升7.3%,且在1%的置信水平上显著;而对于家中无人外出打工的组别,确权的效应既小且不显著。如果我们考虑到表3中“家中有人外出打工对土地出租没有显著影响”这一事实,该结果变得非常有趣。它清楚的说明,外出打工的农户比其他农户更加具有出

租土地的愿望和需求,因此土地产权一旦稳定,便能极大刺激农户的土地出租行为。另外,由于外出打工的劳动力往往是家中的壮年劳动力(尤其是男性),这也可能意味着确权使得家中农业劳动力不足的农户更倾向于租出土地。

最后,表7在村级层面上进一步考察了确权与土地流转的关系。结果显示,确权村的土地流转比例比非确权村显著上升了5.4%~6.1%,并在5%的置信水平上显著。因此确权显著促进了村庄层面的土地流转。另一方面,确权村的土地租金率明显也更高,确权村比非确权村的土地租金率大幅上升了70.5%~77.8%,并具有边际统计显著性。这一估计结果不仅与上文中家户层面的结果一致,也接近于叶剑平等(2010)发现持有两证的农地流转价格比没有两证的高出65.7%的结论。

六、结论与政策含义

本文在理论模型的基础上,利用中国健康与养老追踪调查的最新数据,系统评估了农地确权对中国农村土地流转的影响,并得出了以下结论。

首先我们发现,稳定清晰的产权有助于农地的流转和集中,并促进农地资源的优化配置。确权改革在土地实测的基础上将承包权以

使用权证书的形式清晰界定到农户,稳定了农户对未来的预期并减少了土地流转过程中的不确定性风险,使得农户参与土地流转的可能性和交易量显著上升。在流转过程中,土地向拥有更多劳动力和更高生产能力的农户集中,使得确权村的实际耕种面积的基尼系数比非确权村明显高出0.5个百分点。同时,确权也使得农业生产效率较低和家中有人外出打工的农户更愿意出租土地,从而优化土地资源配置,有助于农业生产效率的整体提高。

其次,我们进一步的分组估计表明,在不发生土地调整的地区,确权对土地流转的边际效应并不显著,因此确权改革主要是通过降低了土地调整的制度风险而促进了土地流转;同时,确权改革对土地流转的影响具有滞后效应,显示出农户只有对确权改革经过一段时间的了解并产生信任后,土地确权才能达到更明显的政策效果。

第三,在土地流转价格方面,我们发现农户土地的使用权强度显著影响着土地资源的流转价值。与非确权村相比,确权村的农户的土地租金率显著高出约43%;而在村庄层面上,确权村的土地租金率甚至高出70.5%~77.8%。这就验证了产权经济学的观点,即在其他情况不变时,任何物品的交换价值都取决于交易中所包含的产权束(Furubotn and Pejovich, 1972)。其可能原因在于,土地产权边界的模糊和不稳定会影响农户对土地使用的预期,也会影响土地对潜在的土地租入者的价值,而确权可以有效消除此类制度风险;另一方面,土地确权后人们能够寻找更有利的生产方式来使土地得到更有效的使用,土地的资源配置效率得到提高,从而能够实现更高的潜在收入,于是土地租入者愿意为土地支付更高的租赁价格。

我们的结论也有重要的政策含义。一是土地确权必须彻底厘清土地的产权边界和权属关系,才能促进土地的流转和集中,提高土地资源的配置效率。实际调研中发现,某些地区为了加快推进确权改革,在土地权属和产权边界并没有得到清晰厘定的情况下就匆忙发放使用权证书,甚至出现了使用权证和实际耕种地块相背离的“确空权”的现象,从而为未来的土地流转埋下了纷争隐患(李祖佩、管珊, 2014)。二是确权必须固定土地和农户之间的权属关系,一旦确权后土地不应再调整,从而永久性保障农户的承包经营权。确权改革之所以起作用很大程度上依赖于人们对该政策的信任程度。

如果确权后仍因人口变动、迁移和土地征用等原因而发生土地调整,那么农民对土地使用权的预期就会重新发生改变,确权的政策效果也会大大减弱。

最后,由于土地确权的政策实施期限较短,目前尚在试点推行中,限于数据的可得性,我们只是做了一项初步的工作,并得出了一些重要的结论。确权对土地流转的长期影响还需要搜集更长时期的观测数据,以便进行更深入和更精确的研究。

(作者单位:程令国,上海财经大学高等研究院、数理经济学教育部重点实验室;张晔,南京大学经济学院国际经济贸易系、南京大学国际经济研究所;刘志彪,南京大学长三角经济社会发展研究中心;责任编辑:程漱兰)

注释

①《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》农经发[2011]2号。

②所谓的“小调整”,是指村集体根据农户家庭人口变动进行调整,即“增人增地、减人减地”;相对应的“大调整”,是指村集体将全部地块收回,然后重新在现有村民之间进行分配(许庆、章元, 2005)。

③出于避免土地大规模兼并导致农民失去土地资料的“政治正确性”的考量,中央政府对土地流转一直持有非常谨慎的态度:1986年颁布的《土地管理法》还明文禁止出租或其他任何形式的土地流转。在此情况下,村集体可能会对出租土地的农户通过收回土地的形式作为惩罚(Yang, 1997; Holden and Yohannes, 2002)。

④详见中国农经信息网2012年4月17日的报道:《全国2011年农村土地承包经营及管理情况》,网址为: <http://www.caein.com/index.asp?xAction=xReadNews&NewsID=79379>

⑤“还权”之“权”,指的是“财产权利”即产权;“赋能”之“能”,则是指财产权利的“权能”。还权赋能最早于四川省成都市城乡统筹改革中提出,后来这一提法被很多地区甚至中央在农村土地改革动员中所采用(周其仁, 2013)。

⑥但有趣的是,对于什么是“代表性”,各地区的理解有很大差异。从实地考察结果上来看,有些地区选择了人多地少,矛盾较大的乡镇,便于为后期的全面确权总结经验;有些地方却选择了人地矛盾不突出的乡镇,便于早期开展工作。也有很多地区选择了不同类型的乡镇进行试点。

⑦新华网:《一号文件解读:承包经营权确权登记终大步前行》, http://news.xinhuanet.com/fortune/2013-02/02/c_124314570.htm?_fin。

⑧2013年中共中央一号文件:《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》。

⑨农业部登记试点工作领导小组办公室:陈晓华副部长在全国农村土地承包经营权确权登记颁证试点工作领导小组第四次会议上的讲话,载自《全国农村土地承包经营权登记试点工作》简报2013年第26期。网址 www.jgs.moa.gov.cn/jggz/tcbbgl/201304/P020130410391100122855.doc。

⑩满足这些假定的一个典型的生产函数是Cobb-Douglas生产函数: $Y = \alpha^{1-\beta-\gamma} L^{\beta} T^{\gamma}$, $\beta > 0$, $\gamma > 0$, $\beta + \gamma < 1$ 。

⑪在土地租出方面,问卷询问农户“过去一年您家是否将耕地租给了别人?”,对于回答“是”的家庭,又询问了出租多少

亩。在土地租入方面,询问了农户“过去一年您家是否从别家(包括集体)那租用了土地?”,对于回答“是”的家庭,又询问其租入的土地面积。因此农户租入的土地既可能来自于其他农户,也可能来自于集体土地。

⑫农户层面的土地租赁价格来源于问卷中“如果你们家出租土地,则每亩能够获得多少租金?”的回答,因此该指标实际上是对市场租赁市场交易价格的一个反映。

⑬在村庄层次,问卷询问了当地村干部:“你们村有多大比例的土地被转租或转包?”,以及“你们村出租土地的平均价格是多少?”。

⑭同时对bandwidth的选取(0.1,0.08,0.04,0.02)进行了敏感性检验,结果发现估计结果对不同bandwidth的结果是稳健的,限于篇幅本文没有报告。

参考文献

- (1) Benjamin, D. and L. Brandt, 2002, “Property Rights, Labour Markets and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China”, *Canadian Journal of Economics*, Vol.35(4), pp.689~716.
- (2) Bezabih, M. and S. Holden, 2006, “Tenure Insecurity, Transaction Costs in the Land Lease Market and Their Implications for Gendered Productivity Differentials”, 26th International Conference of the International Association of Agricultural Economists, Brisbane, Australia, Queensland, Australia.
- (3) Carter, M. R. and Y. Yao, 2002, “Local Versus Global Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84(3), pp.702~715.
- (4) Deininger, K. and S. Jin, 2005, “The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 78(1), pp.241~270.
- (5) Deininger, K., S. Jin and H. K. Nagarajan, 2008, “Efficiency and Equity Impacts of Rural Land Rental Restrictions: Evidence from India”, *European Economic Review*, Vol. 52(5), pp.892~918.
- (6) Deininger, K., E. Zegarra and I. Lavadenz, 2003, “Determinants and Impacts of Rural Land Market Activity: Evidence from Nicaragua”, *World Development*, Vol. 31(8), pp.1385~1404.
- (7) Furubotn, E. G. and S. Pejovich, 1972, “Property Rights and Economic Theory: A Survey of Recent Literature”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 10(4), pp.1137~1162.
- (8) Holden, S. and H. Yohannes, 2002, “Land Redistribution, Tenure Insecurity and Intensity of Production: A Study of Farm Households in Southern Ethiopia”, *Land Economics*, Vol. 78(4), pp.573~590.
- (9) Holden, S. T., K. Deininger and H. Ghebru, 2011, “Tenure Insecurity, Gender, Low-cost Land Certification and Land Rental Market Participation in Ethiopia”, *The Journal of Development Studies*, Vol. 47(1), pp.31~47.
- (10) Jin, S. and K. Deininger, 2009, “Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 37(4), pp.629~646.
- (11) Kung, J. K.-s., 2000, “Common Property Rights and Land Reallocations in Rural China: Evidence from a Village Survey”, *World Development*, Vol. 28(4), pp.701~719.
- (12) Lanjouw, J. O. and P. I. Levy, 2002, “Untitled: A Study of Formal and Informal Property Rights in Urban Ecua-

dor”, *The Economic Journal*, Vol. 112(482), pp.986~1019.

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

(14) Macours, K., A. d. Janvry and E. Sadoulet, 2010, “Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market”, *European Economic Review*, Vol. 54(7), pp.880~899.

(15) Tao Yang, D., 1997, “China’s Land Arrangements and Rural Labor Mobility”, *China Economic Review*, Vol. 8(2), pp.101~115.

(16) Zhao, Y., J. Strauss, G. Yang, J. Giles, P. Hu, Y. Hu, X. Lei, A. Park, J. P. Smith and Y. Wang, 2013, “China Health and Retirement Longitudinal Study - 2011~2012 National Baseline Users’ Guide”, Beijing: National School of Development, Peking University.

(17) 北京大学国家发展研究院综合课题组:《还权赋能:奠定长期发展的可靠基础》,北京大学出版社,2010年。

(18) 陈锡文、韩俊:《如何推进农民土地使用权合理流转》,《中国改革(农村版)》,2002年第9期。

(19) 陈锡文、周其仁等:《深化经济体制改革,推动市场配置资源作用——学习贯彻十八届三中全会精神笔谈》,《经济研究》,2014年第1期。

(20) 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》,《管理世界》,2015年第7期。

(21) 黄季焜、冀县卿:《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》,《管理世界》,2012年第9期。

(22) 李祖佩、管珊:《“被产权”:农地确权的实践逻辑及启示——基于某土地产权改革试点村的实证考察》,《南京农业大学学报(社会科学版)》,2014年第1期。

(23) 万举:《农地流转成本、交易体系及其权利完善》,《改革》,2009年第2期。

(24) 许庆、章元:《土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励》,《经济研究》,2005年第10期。

(25) 杨涛、王雅鹏:《农村耕地抛荒与土地流转问题的理论探析》,《调研世界》,2003年第2期。

(26) 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》,《管理世界》,2010年第1期。

(27) 于建嵘、石凤友:《关于当前我国农村土地确权的几个重要问题》,《东南学术》,2012第4期。

(28) 周其仁:《城乡中国》,中信出版社,2013年。

附表1 农户家庭特征的统计描述

变量	合计	确权村	非确权村
A. 户主特征			
男性	0.51(0.50)	0.50(0.50)	0.52(0.50)
年龄	59.66(10.50)	59.99(10.50)	59.53(10.50)
教育:文盲	0.33(0.47)	0.32(0.47)	0.33(0.47)
小学	0.43(0.50)	0.46(0.50)	0.42(0.49)
初中	0.18(0.38)	0.17(0.37)	0.18(0.39)
高中及以上	0.06(0.24)	0.05(0.23)	0.06(0.24)
有偶	0.77(0.42)	0.78(0.41)	0.76(0.42)
自评健康好	0.15(0.35)	0.12(0.32)	0.16(0.37)
B. 农户特征			
家庭人数	3.62(1.93)	3.52(1.91)	3.66(1.93)
家庭人口抚养比	0.42(0.37)	0.43(0.37)	0.41(0.36)
家庭纯收入(千元)	20.06(40.89)	17.78(26.64)	20.97(45.33)
家中有人外出打工6个月以上	0.34(0.47)	0.32(0.47)	0.35(0.48)
家中有成员有本地户口	0.92(0.28)	0.91(0.29)	0.92(0.27)
观测值	5920	1737	4183

注:(1)表中报告的是均值,括号中给出了标准差;(2)所有统计指标的计算均调整了抽样权重。