

DOI:10.19361/j.er.2019.02.04

新一轮农地确权促进了农地转出吗?

冯华超 钟涨宝*

摘要: 利用湖北、山东、广西三省五县744个农户的调查数据,通过构建农地确权-中介变量-农地转出的分析框架,运用中介效应模型和倾向值匹配方法,本文实证分析了农地确权对农户转出行为的影响及其作用机理。研究发现:从整体上来看,农地确权对农户转出行为有显著的正向影响;受政策实施前地权状况的影响,农地确权对发生过农地调整、村委会流转作用较小村庄的农户转出行为影响效应更大;农地确权通过劳动力流动、交易费用机制对农地转出具有正向作用,而通过意愿交易价格机制对农地转出具有负向作用。从三种机制来看,交易费用的中介效应最大,意愿交易价格机制次之,劳动力流动的效应最小。未来在强化农地确权政策,发挥其积极效应的同时,还要注意到其对农地流转产生的不利影响。

关键词: 农地确权;农地流转;劳动力流动;交易费用;交易价格

一、问题提出

培育土地市场,促进土地流转,发展适度规模经营是优化农地资源配置,实现农业现代化的重要路径。然而,虽然政府在鼓励农地的流转和集中上给予了充分的关注和引导,中国经济的快速增长和农村劳动力的非农转移也为农地流转提供了比较好的基础(罗必良,2014),但是总体上农地流转的情况并未达到预期目标(叶剑平等,2010)。如表1所示,截至2016年底,中国农地流转的面积达到4.71亿亩,占整个二轮承包面积的35.1%,比2006年增加了30.53个百分点,然而从近几年的情况来看,农地流转的速率已经开始放缓。

表1 2006-2016年中国农地流转情况

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
流转规模(亿亩)	0.56	0.64	1.09	1.51	1.87	2.28	2.78	3.40	4.03	4.47	4.71
流转比例(%)	4.57	5.20	8.90	12.00	14.70	17.80	21.50	25.70	30.40	33.30	35.10

资料来源:根据农业部网站数据整理。

农地流转速率放缓,表现为农民“离农”却没有“离地”、“进城”却没有“弃地”、“撂荒弃

* 冯华超,郑州轻工业大学政法学院,邮政编码:450002,电子信箱:uc0309@qq.com;钟涨宝,华中农业大学社会学系、农村社会建设与管理研究中心,邮政编码:430070,电子信箱:zzbemail@mail.hzau.edu.cn。

本文受到国家社科基金重点项目“农地确权、流转与新型农业经营主体培育”(项目编号:16ASH007)、郑州轻工业大学博士科研基金项目“农地确权对流转的影响研究”(项目编号:0187/13501050020)的资助。作者感谢李飞副教授和匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。

耕”却没有发生有效的农地流转(罗必良、郑燕丽,2012)。之所以会形成这三种形态,现有研究认为流转收益不高(翟研宁,2013)、农户资源禀赋不足(史清华、贾生华,2003)、兼业化(黄延廷,2012)、社会保障水平较低(聂建亮、钟涨宝,2015)、政策及相关法律滞后(谢冬水,2010)、经济发展不充分、不平衡(包宗顺等,2009)等是重要的因素。实际上,作为一种产权的交易,农地高效、顺畅流转的前提是农地产权得到清晰的界定并受到有效的保护(程令国等,2016)。然而,从中国农地制度安排来看,多数学者认为农地产权存在残缺(或模糊)和不稳定的特征(钱忠好,2003),这增大了农地流转的风险和交易费用(张乐天、陆洋,2011),从而限制了农地流转的规模和范围(程令国等,2016)。随着农地流转的规模和范围的扩大,客观上要求对农地进行确权,提高产权的清晰性和稳定性,从而更好地维护农户的利益。

农地确权的本质是产权界定,它对农户的生产与交易行为存在多重影响(胡新艳、罗必良,2016)。从经验研究来看,多数研究认为农地确权可以促进流转,这表现为农地确权降低了交易双方的信息不对称性,消除了制度和交易的不确定性,从而促进了流转(Yami and Snyder,2016;付江涛等,2016;程令国等,2016;林文声等,2017)。然而,也有学者认为农地确权会抑制流转,主要表现在农地确权可能会增强农户的控制权偏好和禀赋效应(胡新艳、罗必良,2016),从而提高流转双方的交易费用(贺雪峰,2015)。从国际经验看, Jacoby 和 Minten(2006)对马达加斯加的研究甚至发现,农地登记与出租之间并没有显著的影响关系。

以上研究为本文提供了有益的借鉴,但是仍存在三个方面的不足:(1)一些研究谈及农地确权对农地流转的影响主要基于定性的判断,缺乏必要的定量证据;(2)已有研究对农地确权的操作上存在较大差异,特别是一些研究并不是对新一轮农地确权的针对性研究;(3)较多研究过多注重于探讨农地确权是否会促进农地流转,但对其内在影响机理缺乏系统、深入的分析;一些研究尽管对内在机理作了探讨,却并未严格区分农地的转入和转出。鉴于此,本文基于2016-2017年对三省份(湖北省、山东省、广西壮族自治区)五个县的调查数据,采用中介效应模型对农地确权影响农地流转的机理进行实证分析,限于篇幅,本文主要讨论农地确权对农地转出的影响及其机理。

二、农地确权对农地转出的影响机理分析

在总结和归纳已有研究的基础上,本文识别出劳动力流动、交易费用、意愿交易价格三种中间传导机制,来具体分析农地确权对农户转出行为的影响机理。

(一) 农地确权、劳动力流动与农地转出

劳动力流动对农地流转具有重要作用,当劳动力转向非农就业时,农地在农户收入结构中所起的作用下降,这就为农户转出农地创造了空间。从成本-收益的角度来看,劳动力是否流动取决于农地经营低收益的“推力”与非农就业高收益的“拉力”的合力。当前,由于农地资源禀赋不足,加之农业生产效益不高,许多农户都有非农就业的意愿或行为,但在产权不清晰或不稳定的情况下,农户参与非农就业面临着较大的风险和成本。特别是地权的不稳定,增加了他们丧失农地承包经营权的风险,从而在失去非农就业机会后难以获得“最后的保障”(许庆等,2017)。这使得农户即便有从事非农工作的愿望,也不会真正彻底从农业中转移出来。

但在农地确权后,农户的收益保障有了新的变化,可能对劳动力流动产生积极影响,这表现在:(1)劳动力非农转移过程中的机会成本降低。农地确权提高了承包经营权的安全性和稳定性,减少了因外出就业长期出租而担心失去农地的顾虑(林文声等,2017),从而增强了农户外出就业和转出农地的信心(Chernina et al.,2014)。(2)“离地”的经济收益保障程度提高。程令国等(2016)的研究发现,农地确权提高了农地承包经营权的产权强度,增加了农地资源的内在价值,从而推高了农地租金。这意味着,农户在外出后转出农地的收益保障程度增加,将对劳动力的流动产生积极影响。考虑到劳动力流动对农地流转的影响,可能会形成“农地确权-劳动力流动-农地转出”的作用路径。

(二) 农地确权、交易费用与农地转出

作为一种产权的交易,农地流转必然会产生交易费用。已有研究发现,交易费用过高已经成为制约农地流转规模、方向和速度的重要因素(何一鸣、罗必良,2011)。由于高昂交易费用的存在,许多愿意参与流转的农户要么被排除在流转市场之外,要么实际流转规模远远低于意愿流转规模(冀县卿等,2015)。Deininger 和 Jin(2005)的模拟结果显示,如果农户的意愿交易规模能得到全部实现,农户的流转参与率将提高一倍,而参与流转农户的农业生产水平也将提高 70%。

农地确权可以通过交易费用机制来影响农地的转出,具体表现在两个方面:(1)改善信息不对称状况,消除交易的不确定性,提高农户转出的信心。确权后每一块农地的面积、坐落、界址、用途以及权利归属都被明确界定,特别是一些权属关系比较复杂的遗留问题会被解决,这减少了流转双方重新界定产权的费用,并为流转过后农地产权边界被打破、面积大小不准和空间位置无法还原等问题的解决提供有效依据(林文声等,2017)。这样,交易中的不确定性和信息不对称问题得到了缓解,大大提升了农户转出农地的信心。(2)保障交易决策的自由化,增强地权的稳定性。长期以来中国农地产权并不是充分和完备的,农民的承包经营权缺乏排他性,难以规避外界的干扰(李怀、高磊,2009;李尚蒲、罗必良,2015),交易自由化以及安全性受到极大影响,从而降低了农户流转的信心(钱忠好,2003)。但在确权实施以后,承包经营权被赋予农户,一方面提高了农户在流转中的发言权,使得农户可以有效规避来自村集体的限制和干扰,保障了流转决策的自由化,从而提高了其转出农地的信心;另一方面,确权颁证可以减少农地调整的发生概率(丰雷等,2013),提高地权稳定性,为农地的转出提供一个较好的环境。基于此,本文认为农地确权可以通过交易费用机制作用于农地转出,也即形成“农地确权-交易费用-农地转出”的作用路径。

(三) 农地确权、意愿交易价格与农地转出

许多研究都强调农地流转市场的特殊性,认为农地流转市场的交易机制不同于一般的商品交易,呈现出交易价格非市场化、交易对象亲缘化等特性(胡新艳等,2016)。受这种市场特性的影响,农地确权可能会抑制农地转出,具体表现在:(1)农地确权可能会增强农户的“禀赋效应”从而抑制农地转出。已有研究认为,农地确权在制度和法律层面上将承包经营权赋予农户,从而促使其在情感上获得更大的依赖和满足(林文声等,2017),其结果是农户会对农地赋予更高的价值评价,反映在交易意愿价值上将会提高交易价格,从而产生禀赋效

应进而抑制农地转出(胡新艳、罗必良,2016)。(2)确权可能会增强农户的控制权偏好从而抑制农地转出。在流转中一些农户会对农地保留部分控制权,主要是为了防范由于流转契约的不完全状态诱致的机会主义行为,以及未来生产、生活中的不确定性(徐美银,2012)。这种控制权偏好很大程度上是由于农户对农地仍然存在一定的生存依赖,将农地视为生存和生活的保障,并在非农就业机会不确定和社会保障不足的情况下会得到加强(胡新艳等,2016)。在农地确权以后,承包经营权证书的发放以及农地抵押、担保权能的赋予,农地的经济价值提升(程令国等,2016),可能会强化农户的控制权偏好,并抬高农户的意愿交易价格(林文声等,2017),最终不利于农地的顺畅转出。基于此,本文认为,确权通过交易价格机制可能会对农地转出产生影响,也即产生“农地确权-意愿交易价格-农地转出”的作用路径。

三、数据、变量与描述

(一) 数据来源

本文所用数据来自国家社科基金重点项目“农地确权、流转与新型农业经营主体”课题组于2016年9月-2017年8月对湖北省、山东省和广西壮族自治区五个县的调查。本次调查采取配额抽样,由调查地县级农村经济主管部门按照经济发展水平高、中、低的差异,并结合农地确权、流转和新型农业经营主体的不同发展情况,推荐3-6个典型乡镇,在每个乡镇按照经济发展水平高低选取3-6个行政村,在每个行政村随机抽取25-40个农户家庭进行入户调查。样本分布在五个县19个乡镇54个村庄或社区,共计1421户,在对样本进行处理后,本文最终使用的数据有744个样本,其中确权组农户319户,未确权组农户425户。

(二) 变量选取及说明

1. 农地转出

农地转出是本文的因变量,将目前有农地转出的赋值为“1”,没有转出的赋值为“0”。需要注意的是,本文的研究目的是为了检验农地确权对农地转出的影响,在变量操作上应尽量保证科学性,特别是确权组发生转出的,从原则上应当发生在确权颁证以后。但在样本数据中,有部分农户确权颁证年份与转出决策年份在时间上存在重合,本文将其视作确权后的流转,主要是因为从三省五县农地确权的开展进程来看,从开始部署工作到最终颁证一般都要持续4-5个月甚至更长时间,因而农户在做出转出决策时可能已经开始受到农地确权的影响。

2. 农地确权

农地确权是本文的主要自变量,指村庄进行了农地确权并且村民已经领到了承包经营权证书。将农户在新一轮农地确权中领到证书的赋值为“1”,没有领到证书的赋值为“0”,由此样本被区分为确权组和未确权组。

3. 中介变量

劳动力流动、交易费用、意愿交易价格是本文的三个中介变量,其中:(1)劳动力流动,用从事农业生产的劳动力与家庭总人数的比值来表示,在不考虑非农工作性质的情况下,该比值越小,说明劳动力转移情况越好;(2)交易费用,在问卷中并没有直接问题衡量,这里借鉴林文声等(2017)的处理方法,以村庄其他农户转出农地的比重作为代理变量,该值越大说明当地的转出市场比较活跃,交易费用越低;(3)意愿交易价格,在问卷中设有问题“您家希望

转出农地的价格是多少?”这是农户对农地经济价值的估计或预判,在进入模型时将其加 1 后进行了对数转换。

4. 控制变量

除选取以上自变量外,还将选取家庭特征与环境特征变量:(1)家庭特征,借鉴已有研究成果,选取户均年龄、户均受教育程度、人均土地承包面积、农业收入比值、农业机械拥有情况、农业经营投入六个变量,反映了农户的禀赋差异。其中农业经营投入,通过计算农户在种子、农药、化肥、耕种、灌溉、收割以及其他费用的总和获得,没有投入的即视为 0,在进入计量模型时将其在加 1 后进行了对数转换。(2)环境特征变量,选取农地调整、村委会在农地流转中的作用两个变量。其中农地调整反映了流转所面临的制度风险情况,将 1998 年以来进行过农地调整的赋值为“1”,没有则赋值为“0”;村委会在农地流转中的作用,将“帮助、协调流转”定义为作用大并赋值为“1”,将“没什么作用”定义为作用小,赋值为“0”。详细的赋值情况请见表 2。

表 2 变量赋值与说明

变量	赋值说明	Total	确权组	未确权组
		mean(sd)	mean(sd)	mean(sd)
户均年龄	家庭成员年龄总和除以总人数	56.52(25.80)	63.26(32.37)	48.28(18.95)
户均受教育程度	家庭成员受教育程度总和除以家庭总人数	2.67(1.27)	2.83(1.76)	2.56(0.68)
家庭老年人数量	家庭老年人数量	0.30(0.36)	0.36(0.40)	0.25(0.30)
人均土地承包面积	家庭土地承包面积除以家庭总人数(亩/人)	2.34(5.17)	3.02(6.85)	1.83(3.31)
农业收入比值	农业收入占总收入的比重	0.61(0.38)	0.46(0.37)	0.72(0.35)
农业机械	有=1;没有=0	0.47(0.50)	0.54(0.50)	0.42(0.49)
农地调整	1998 年后有调整=1;未调整过=0	0.80(0.40)	0.75(0.43)	0.84(0.37)
村委会流转作用	有作用=1;没作用=0	0.79(0.40)	0.86(0.35)	0.74(0.44)
农业经营投入	去年农业生产总投入(元)	5531.8(13606.8)	7085.1(15187.6)	4360.5(12168.9)
劳动力流动	农业劳动力人数占家庭人数的比重	0.22(0.27)	0.24(0.28)	0.20(0.25)
意愿转出价格	意愿转出价格(元/亩/年)	758.13(870.58)	878.77(714.14)	667.15(962.92)
转出交易费用	村庄其他农户进行过农地转出的比重	0.81(0.14)	0.86(0.09)	0.77(0.16)

(三) 描述统计

从样本来看,确权组农户 319 户,未确权组农户 425 户,转出农户 343 户,未转出农户 401 户。其中,确权组中有 172 户转出,占确权组的 53.92%,未确权组有 171 户转出,占未确权组的 40.24%。卡方分析发现,确权后农地转出的比例更高($\chi^2 = 13.731, Pr = 0.000$)。

中介变量方面:(1)劳动力流动,确权组农业劳动力比值的均值为 0.24,略高于未确权组;(2)转出交易费用,确权组农户参与农地转出的比值均值为 0.86,要高于未确权组的 0.77,二者也存在显著性差异($t = -8.8090$);(3)意愿转出价格,确权组农户的均值为 878.77 元,高于未确权组的 667.15 元,这也通过了 T 检验($t = -3.2998$)。

在农户特征上,确权组农户的平均年龄为 63.26 岁,未确权组为 48.28 岁,确权组农户的户均年龄要大于未确权组。拥有老人数量上,确权组均值为 0.36 个,略高于未确权组的 0.25 个。在户均受教育程度上,确权组农户的均值也要高于未确权组;人均土地承包面积上,确权组均值为 3.02 亩,未确权组为 1.83 亩,确权组农户拥有的人均土地面积更大。家庭经济

状况上,确权组农户的农业收入比值均值为 0.46,要低于未确权组的 0.72。在装备性资产方面,确权组农户较多拥有机械。在农业经营投入方面,确权组农户的投入均值为 7 085.1 元,要高于未确权组的 4 360.5 元。

在环境特征上,确权组农户在 1998 年以后发生农地调整的均值为 0.75,低于未确权组的 0.84,卡方分析显示二者存在显著性差异(chi2=9.167,Pr=0.002)。村委会在流转中的作用上,确权组的均值为 0.86,略高于未确权组的 0.74,二者也存在显著性差异(chi2=14.503,Pr=0.000)。

四、计量检验与结果分析

(一) 模型设定

本文将通过验证中介变量(劳动力流动、交易费用、意愿交易价格)的影响效应,揭示农地确权对转出行为的作用机理。中介效应的分析和检验方法有多种,根据温忠麟等(2012)的研究,建立以下模型:

$$Y=c_1X_1+c_2X_2+c_3X_3+e_1 \quad (1)$$

$$M=a_1X_1+a_2X_2+a_3X_3+e_2 \quad (2)$$

$$Y=d_1X_1+d_2X_2+d_3X_3+b_iM+e_3 \quad (3)$$

(1)-(3)式中: Y 为农地转出行为, M 为中介变量(劳动力流动、交易费用、意愿交易价格), X_1 为农地确权变量, X_2 与 X_3 为表征农户特征与环境特征的控制变量。(1)式表示农地确权对农地转出的总效应;(2)式表示农地确权对中介变量(劳动力流动、交易费用、意愿交易价格)的影响效应;(3)式为加入中介变量后,农地确权对农地转出的影响效应。从系数来看, b_i 为中介变量对农地流转的直接效应,结合(2)式与(3)式可以得到中介效应 $b_i a_i$,也即农地确权通过中介传导机制对农地转出所产生的影响大小。

为了避免模型存在的样本选择性问题,并克服遗漏变量、反向因果关系引发的内生性问题,本文采用工具变量进行稳健性检验。在工具变量处理上,借鉴丰雷等(2013)的处理方法,选取农户所在乡镇内除该村以外的其他 n_j-1 个被调查村的农户收到农地确权证书的比例作为工具变量,原因在于同一乡镇中其他村农户收到证书的状况反映了该乡镇农户的状况,这与村民是否收到证书相关,但由于剔除了该村的农户,与调查村其他农户参与转出的比例没有直接联系,因此这一工具变量是可行的。

(二) 农地确权对转出行为的影响效应

本文采用 STATA14.0 软件针对农地确权对转出行为的影响效应作回归分析。在前文分析中,本文发现环境特征变量中农地调整与村委会的作用,在确权组和未确权组之间都存在显著性差异,这可能会对农地确权影响农地转出的效应产生影响。此外,已有研究发现,农地调整状况影响了农地确权的实施效果(程令国等,2016);村委会等内生性中介组织在流转中发挥居中协调作用,可以有效降低流转的交易费用(陈姝洁等,2015)。因此,有必要依据这两个变量设立分组回归来综合考察确权的实际效应。

在表 3 中,模型 1 为基准模型,模型 3 和模型 4 是根据农地是否调整进行的分组估计,模型 5 和模型 6 是根据村委会流转作用大小进行的分组估计。从这五个模型的结果来看,

都在 1% 的统计水平上显著,表明模型拟合效果较好,具有进一步分析的意义。模型 2 是为了克服模型的内生性问题而采用的工具变量估计,可以看出 Wald 内生性显著,这说明模型存在内生性问题,因此采用工具变量是有效的。由于工具变量内生性检验 χ^2 为 17.24,并在 1% 的统计水平上显著,这表明不存在弱工具变量问题。具体的解释将以模型 1 为基准。

表 3 农地确权对农地转出行为影响的估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	基准模型	工具变量	1998 年后 有调整	1998 年后 未调整	村委会 作用大	村委会 作用小
	Probit	IV-Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
农地确权	0.301 ** (0.118)	0.847 *** (0.168)	0.280 ** (0.135)	0.283 (0.273)	0.299 ** (0.133)	0.616 * (0.353)
户均年龄	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.005)	0.002 (0.010)	-0.004 (0.005)	0.000 (0.002)
户均受教育程度	-0.048 (0.041)	-0.080 ** (0.038)	-0.029 (0.054)	-0.125 ** (0.060)	-0.062 (0.039)	0.212 (0.171)
家庭老年人数量	-0.035 (0.224)	-0.001 (0.220)	-0.269 (0.284)	1.044 * (0.569)	-0.159 (0.277)	0.993 * (0.507)
人均土地承包面积	-0.009 (0.011)	-0.009 (0.011)	-0.008 (0.011)	-0.049 (0.083)	-0.010 (0.012)	-0.001 (0.070)
农业收入比值	-0.621 *** (0.210)	-0.355 (0.219)	-0.760 *** (0.253)	-0.288 (0.467)	-0.733 *** (0.251)	-0.416 (0.531)
农业机械	-0.108 (0.113)	-0.153 (0.113)	-0.245 * (0.130)	0.438 * (0.252)	-0.038 (0.128)	-0.778 *** (0.292)
农业经营投入(ln)	-0.190 *** (0.026)	-0.183 *** (0.027)	-0.195 *** (0.029)	-0.193 *** (0.064)	-0.190 *** (0.030)	-0.192 *** (0.060)
农地调整	-0.185 (0.142)	-0.092 (0.141)	-	-	-0.036 (0.164)	-1.361 *** (0.354)
村委会流转作用	0.092 (0.152)	-0.001 (0.152)	0.274 (0.187)	0.013 (0.529)	-	-
劳动力流动	-0.686 ** (0.335)	-0.603 * (0.338)	-0.800 ** (0.386)	-0.376 (0.720)	-0.547 (0.373)	-1.689 ** (0.841)
转出交易费用	2.374 *** (0.333)	2.134 *** (0.339)	2.354 *** (0.358)	1.523 (1.353)	2.497 *** (0.340)	-3.864 (2.365)
意愿转出价格(ln)	-0.060 * (0.032)	-0.076 ** (0.031)	-0.062 (0.038)	-0.076 (0.066)	-0.055 (0.035)	-0.143 ** (0.072)
_cons	1.775 *** (0.535)	1.622 *** (0.539)	1.556 ** (0.618)	2.197 * (1.166)	1.826 *** (0.658)	3.244 *** (1.199)
Prob> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Wald χ^2	181.920	196.363	159.212	40.561	142.758	59.368
Pseudo R^2	0.2564	-	0.2898	0.2177	0.2314	0.4069
N	744	743	598	146	591	153

注:括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平下显著。

首先,由模型 1 可以看出,在控制其他自变量的情况下,农地确权对农地转出具有显著的正向影响。这一结论也与程令国等(2016)、付江涛等(2016)的结论一致。模型 2 显示,在克服内生性问题后,估计结果变大,这表明不采用工具变量解决内生性问题,将大大低估确权对农地转出的正向促进作用。分组估计显示:(1)农地确权对二轮承包以后发生过调整的地区农户的转出行为具有显著的正向影响,但却对未调整地区农户的转出行为影响有限。

这一结论与程令国等(2016)、林文声等(2017)的研究一致,可能是因为发生过调整的地区地权的稳定性较差,确权的促进作用更为明显。(2)相比村委会流转作用较小的村庄,确权对村委会流转作用较大村庄农户的转出行为影响效应较小。这主要是因为确权以后,农户承包经营权的排他性增强,其应对村集体对流转干预的能力也随之增强,这增加了流转中的协商费用。由此,可以看出农地确权的政策效应要受到政策实施前地权状况的影响,并不一定会得到群众的一致性响应。

其次,从中介变量来看:(1)劳动力的非农流动,也即劳动力结构中农业劳动力比值越小,农户转出农地的概率越高;(2)转出交易费用数值越高,表明当地转出市场比较活跃,农户更容易找到理想的交易对象,因而对农地转出有正向促进作用;(3)意愿转出价格越高,表明农户对转出收益有较高的要求,这不利于农地的转出。

此外,控制变量方面,农业收入比值与农业经营投入也对农地转出具有显著性影响。农业收入比值越大的农户越不愿意转出,可能是因为这类农户对农地的依赖程度更高,容易产生控制权偏好,从而降低了转出农地的可能性(林文声等,2017)。农业经营投入越少,一般而言其经营农业的意愿较低,农户转出的概率越高。

(三)农地确权影响农户转出行为的作用机制:中介效应分析

从表3可以看出,在控制其他自变量的情况下,三个中介变量都通过了显著性检验。而农地确权对农地转出有显著性影响,这表明中介分析可以进行。表4给出了农地确权对中介变量、中介变量对农地转出的影响效应的结果,从Sobel检验和Bootstrap检验可知,中介变量至少都在10%的统计水平上显著。具体而言:(1)农地确权促进了劳动力非农流动,而劳动力流动对农地转出具有正向作用,也即农地确权通过促进劳动力流动提高了农地转出的可能^①;(2)农地确权降低了转出交易费用,而转出交易费用越小,农户越愿意转出,也即确权通过降低交易费用可以促进转出;(3)农地确权提高了农户的意愿交易价格,而意愿价格较高不利于农地的转出,也即确权通过交易价格机制不利于农地的转出;(4)从中介效应大小来看,交易费用的中介作用最大(-0.049),意愿交易价格次之(-0.017),而劳动力流动最低(0.010),因此农地确权主要通过交易费用机制对农地转出起促进作用。

表4 农地确权影响农地转出的作用机制:中介效应分析

农地确权对传导机制的影响	系数	传导机制对农地转出的影响	系数	农地确权对农地转出的中介效应	Sobel 检验 Z 值/P 值	Bootstrap 检验 Z 值/P 值	中介效应占比
农地确权对劳动力流动	-0.039*** (0.019)	劳动力流动对农地转出	-0.261*** (0.069)	0.010*	Z=1.77 P=0.076	Z=1.77 P=0.078	0.063
农地确权对转出交易费用	0.065*** (0.010)	交易费用对农地转出	0.750*** (0.128)	-0.049***	Z=-4.321 P=0.000	Z=-4.75 P=0.000	-0.477
农地确权对意愿价格	0.542*** (0.152)	意愿价格对农地转出	-0.031*** (0.009)	-0.017**	Z=-2.449 P=0.014	Z=-2.54 P=0.001	-0.121

注:(1)此表Sobel中介效应检验的估计结果,限于篇幅控制变量的估计结果省略;(2)*、**、***分别代表在10%、5%、1%的统计水平下显著;(3)“()”里为标准误;(4)Bootstrap重复次数为300。

^①本文中劳动力流动由农业劳动力的比值来表示,比值越低,表明非农转移越好。由于农地确权对这一变量的影响为负向,也即农地确权不利于农业劳动力的投入。因此在某种程度上可以说,农地确权促进了劳动力的非农流动。

(四) 稳健性检验:倾向值匹配(PSM)

由于单纯进行回归分析,可能会存在样本选择性偏差问题,为了消除该问题,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法进行稳健性检验。表5和表6给出了匹配变量的平衡性检验的结果:(1)采用核匹配方法后,处理组和控制组样本数据通过了LR检验, P 值为0.992,大于0.05,这表明协变量不存在显著差异;(2)经过匹配后标准偏差的最大绝对值为9.7,未超过20,从经验上判断核匹配方法效果较好;(3)从整体匹配效果来看,重新估算的Pseudo R^2 值为0.005,远远小于之前的0.182。综合来看,采用核匹配方法之后,自变量不能再对转出行为提供新的信息,同时平均标准偏差均较小,这说明平衡性检验基本通过。本文同样采用一对一匹配、最近邻匹配和半径匹配方法,结果发现除了一对一匹配方法外,最近邻匹配和半径匹配的结果与核匹配的结果一致,都较好平衡了数据。同时,为克服潜在小样本偏误对结论的影响,进一步确保计量结果的稳健性,本文运用自助抽样法重复300次检验估计效应的统计显著性和标准误并据此进行统计推断,结果如表7所示。可以看出,一对一匹配的效果并不好,而最近邻匹配法^①、半径匹配法和核匹配法三种方法的三个指标至少都在5%的统计水平上显著。这表明农地确权提高农地转出概率的结论具有稳健性。

表5 平衡性检验结果(1)

变量	处理与否	均值		偏误比例	偏误降低比例	<i>t-test</i>	
		处理组	控制组			<i>t</i>	$P>t$
户均年龄	匹配前	63.263	56.145	26.8		3.76	0.000
	匹配后	63.369	63.836	-1.8	93.4	-0.20	0.841
户均受教育程度	匹配前	2.8284	2.558	20.3		2.89	0.004
	匹配后	2.6524	2.589	4.7	76.6	1.00	0.317
家庭老年人数量	匹配前	0.363	0.249	31.8		4.38	0.000
	匹配后	0.342	0.342	0.1	99.8	0.01	0.993
人均土地面积	匹配前	3.022	1.853	21.7		3.07	0.002
	匹配后	2.729	2.450	5.2	76.1	0.87	0.386
农业收入比重	匹配前	0.463	0.717	-71.1		-9.63	0.000
	匹配后	0.475	0.455	5.8	91.9	0.67	0.505
农业机械	匹配前	0.539	0.423	23.3		3.14	0.002
	匹配后	0.542	0.535	1.3	94.4	0.16	0.872
农业经营投入(ln)	匹配前	0.429	0.408	8.9		1.21	0.227
	匹配后	0.430	0.431	-0.3	97.1	-0.03	0.976
农地调整	匹配前	0.752	0.842	-22.5		-3.07	0.002
	匹配后	0.755	0.716	9.7	57	1.09	0.275
村委会流转作用	匹配前	0.859	0.746	28.6		3.81	0.000
	匹配后	0.855	0.832	5.7	80	0.77	0.440
劳动力流动	匹配前	6.719	6.500	6.6		0.90	0.366
	匹配后	6.722	6.756	-1	84.3	-0.13	0.899
转出交易费用	匹配前	0.342	0.262	42.4		5.77	0.000
	匹配后	0.337	0.324	6.6	84.4	0.77	0.442
意愿转出价格(ln)	匹配前	6.229	5.575	33.3		4.44	0.000
	匹配后	6.255	6.267	-0.6	98.2	-0.09	0.927

注:(1)限于篇幅,只汇报了核匹配的平衡性检验结果;(2)核匹配为默认核函数与带宽。

^①最近邻匹配法选择一对四进行匹配。

表 6 平衡性检验结果 (2)

Sample	Ps R^2	LR chi2	$P>chi2$	MeanBias	MedBias	B	R	Var
Unmatched	0.182	184.89	0.000	26.2	24.7	97.9 *	1.82	82%
Matched	0.005	4.47	0.992	3.9	3.8	16.9	1.04	36%

注:限于篇幅,只汇报了核匹配的平衡性检验结果。

表 7 倾向得分匹配结果

匹配方法	因变量:农地转出				
	参数	系数	标准误	Z	P
一对一匹配	ATT	0.087	0.064	1.35	0.176
	ATU	0.094	0.068	1.37	0.169
	ATE	0.091	0.052	1.74	0.083
最近邻匹配	ATT	0.106	0.053	1.99	0.047
	ATU	0.174	0.058	3.02	0.003
	ATE	0.145	0.046	3.15	0.002
半径匹配	ATT	0.132	0.035	2.77	0.006
	ATU	0.160	0.048	3.25	0.001
	ATE	0.148	0.035	3.65	0.000
核匹配	ATT	0.121	0.047	2.58	0.010
	ATU	0.183	0.048	3.82	0.000
	ATE	0.157	0.040	3.94	0.000

五、总结与讨论

农地确权的实施,会不会促进农地的顺畅流转,是政府和学界关注的重要问题。本文利用湖北、山东和广西三省五县 744 个农户的调查数据,通过构建农地确权-中介变量-农地转出的分析框架,实证分析了农地确权对农地转出的影响及其作用机理,并得出了以下结论:(1)从整体上来看,农地确权对农户转出行为有显著的正向影响,在采用工具变量解决内生性问题后,发现确权对农地转出的正向促进作用被低估了。(2)确权的政策效应要受到政策实施前地权状况的影响,并不一定会得到群众的一致性响应,对那些发生过农地调整、村委会流转作用较小的村庄,农地确权对农户的转出行为影响效应更大。(3)农地确权通过劳动力流动、交易费用机制对农地转出具有正向作用,通过意愿交易价格机制对农地转出具有负向作用,其中交易费用的中介效应最大。

重新审视本文的计量结果,结合已有的研究成果,笔者认为以下两个问题值得进一步探讨:

首先,交易费用的影响需要进一步细化和验证。本文的结果表明,交易费用对农户转出的中介效应最为明显,这一结论也与林文声等(2017)的研究一致,因此必须重视当前农地流转中交易费用过高的事实。然而,本文并未对交易费用进行更加细致的区分和验证,实际上,农地流转作为一种产权交易方式,其交易费用来自多方面(交易前、交易中、交易后),农地确权对不同类型交易费用的影响可能是不同的。必须对交易费用进行更加细致的区分和检验,才能更好地衡量农地确权通过交易费用的中介对农地转出的影响。

其次,要进一步研究农地确权、禀赋效应与农地转出之间的关联。关于农地流转中的禀赋效应,胡新艳和罗必良(2016)认为确权可以显著提高意愿交易价格,这将强化农户的禀赋效应,从而使得交易双方很难达成一致进而抑制流转,但林文声等(2017)却认为禀赋效应对流转的负面作用可能证据不足或并不存在。本文的研究发现,农地确权提高了农户的意愿转出价格进而抑制了农地转出,这表明在农地流转市场中禀赋效应是存在的。之所以会存在不同结论,笔者认为,交易价格提升具有两方面的效果:一是提高了转出户的收益保障程度,从而有利于其转出农地;二是提高了交易双方的谈判协商费用,从而降低部分弱小主体转入农地的选择空间。因此,未来在强化农地确权积极效应的同时,还要同时注意到其对流转产生的不利影响。

参考文献:

- 1.包宗顺、徐志明、高珊、周春芳,2009:《农村土地流转的区域差异与影响因素——以江苏省为例》,《中国农村经济》第4期。
- 2.程令国、张晔、刘志彪,2016:《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》,《管理世界》第1期。
- 3.陈姝洁、马贤磊、陆凤平、蓝菁、石晓平,2015:《中介组织作用对农户农地流转决策的影响——基于经济发达地区的实证研究》,《中国土地科学》第11期。
- 4.丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮,2013:《中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于1999-2010年17省份调查的实证分析》,《管理世界》第7期。
- 5.付江涛、纪月清、胡浩,2016:《新一轮承包地确权登记颁证是否促进了农户的土地流转——来自江苏省3县(市、区)的经验证据》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 6.何一鸣、罗必良,2011:《中国农地制度改革阐释:以所有权、产权为肯綮》,《改革》第5期。
- 7.贺雪峰,2015:《农地承包经营权确权的由来、逻辑与出路》,《思想战线》第5期。
- 8.胡新艳、罗必良,2016:《新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据》,《改革》第4期。
- 9.胡新艳、杨晓莹、罗锦涛,2016:《确权与农地流转:理论分歧与研究启示》,《财贸研究》第2期。
- 10.黄延廷,2012:《农户兼业化对农地规模经营的制约机理分析》,《农村经济》第1期。
- 11.冀县卿、钱忠好、葛铁凡,2015:《交易费用、农地流转与新一轮农地制度改革——基于苏、桂、鄂、黑四省区农户调查数据的分析》,《江海学刊》第2期。
- 12.李怀、高磊,2009:《我国农地流转中的多重委托代理结构及其制度失衡解析——从重庆、四川、广东等省份土地产权流转案例中得到的启示》,《农业经济问题》第11期。
- 13.李尚蒲、罗必良,2015:《农地调整的内在机理及其影响因素分析》,《中国农村经济》第3期。
- 14.林文声、秦明、苏毅清、王志刚,2017:《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》,《中国农村经济》第7期。
- 15.罗必良,2014:《农地流转的市场逻辑——“产权强度-禀赋效应-交易装置”的分析线索与案例研究》,《南方经济》第5期。
- 16.罗必良、郑燕丽,2012:《农户的行为能力与农地流转——基于广东农户问卷的实证分析》,《学术研究》第7期。
- 17.聂建亮、钟涨宝,2015:《保障功能替代与农民对农地转出的响应》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 18.钱忠好,2003:《农地承包经营权市场流转:理论与实证分析——基于农户层面的经济分析》,《经济研究》第2期。
- 19.史清华、贾生华,2003:《农户家庭农地流转及形成根源——以东部沿海苏鲁浙三省为例》,《中国经济问题》第5期。
- 20.温忠麟、刘红云、侯杰泰,2012:《调节效应和中介效应分析》,教育科学出版社。
- 21.谢冬水,2010:《劳动力迁移、农地制度与土地使用权流转》,《经济与管理研究》第3期。
- 21 徐美银,2012:《农民阶层分化与农地产权偏好:基于江苏泰州的调查分析》,《江海学刊》第5期。

23. 许庆、刘进、钱有飞, 2017:《劳动力流动、农地确权与农地流转》,《农业技术经济》第5期。
24. 叶剑平、丰雷、蒋妍等, 2010:《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》第1期。
25. 翟研宁, 2013:《农村土地承包经营权流转价格问题研究》,《农业经济问题》第11期。
26. 张乐天、陆洋, 2011:《乡土秩序与土地流转的非均衡实践——浙江省Z村一带土地流转研究》,《南京社会科学》第7期。
27. Chernina, E., P.C.Dower, and A.Markevich. 2014. "Property Rights, Land Liquidity, and Internal Migration." *Journal of Development Economics* 110(9): 191-215.
28. 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* 78(1): 241-270.
29. Jacoby, H., and B. Minten. 2006. "Land Titles, Investment, and Agricultural Productivity in Madagascar: A Poverty and Social Impact Analysis." Washington, DC: World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/963931468053944105/pdf/686120ESW0P0990d0Titling0PSIA0final.pdf>.
30. Yami, M., and K. A. Snyder. 2016. "After All, Land Belongs to the State: Examining the Benefits of Land Registration for Smallholders in Ethiopia." *Land Degradation & Development* 27(3): 465-478.

Does the New Round of Farmland Rights Confirmation Promote Farmland to Roll out?

Feng Huachao¹ and Zhong Zhangbao^{2,3}

(1: School of Political Science and Law, Zhengzhou University of Light Industry;

2: Department of Sociology, Huazhong Agricultural University;

3: Research Center for Rural Social Construction and Management)

Abstract: Based on the survey data of 744 farmer households in five counties of Hubei, Shandong and Guangxi province and the analytical framework "Farmland rights confirmation – Mediation effect – Transfer out of agricultural land", this paper uses mediation effect model and propensity matching (PSM) method, empirically analyzes the impact of farmland rights confirmation on transfer – out behavior and its mechanism. We find that: (1) In general, farmland rights confirmation has a significant positive impact on peasant household transfer – out behavior; (2) This effect is affected by the status of land rights before the policy implementation. For those villages that have undergone adjustments and have village committees which impose small effect on land circulation, rights confirmation has a greater impact on transfer behavior of peasant households; (3) Farmland rights confirmation exerts positive effects on farmland transfer through labor flow and transaction cost, while exerts negative effects through willingness trade prices; (4) As to the three mechanisms above, the mediation effect of transaction cost is the greatest, followed by the price mechanism of trade willingness, and the effect of labor flow is the smallest. In the future, while practicing farmland rights confirmation policy and exerting its positive effects, we must also pay attention to its adverse impact on circulation.

Keywords: Farmland Rights Confirmation, Farmland Circulation, Labor Flow, Transaction Cost, Transaction Price

JEL Classification: D10, Q15, R20

(责任编辑:彭爽)