

# 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

林文声 秦明 苏毅清 王志刚

**摘要：**本文通过识别出农业生产激励、交易费用、交易价格以及农村要素市场联动四种中间传导机制，构建了“农地确权—中间传导机制—农地流转”的理论分析框架。然后，本文基于2011年和2013年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）的全国追踪数据，采用中介效应模型对农地确权影响农户农地流转及其作用机制进行了实证分析。研究表明：①农地确权在整体上并不影响农户农地转出，但会抑制农地转入；②对于发生过农地调整、有公交车到达以及农业机械化程度较低的村庄，农地确权更能促进农户农地流转；③农地确权通过农业生产激励和交易费用机制抑制农户农地转出，并通过交易价格机制对其产生促进作用；④农地确权通过农业生产激励促进农地转入，并通过交易费用机制对其产生抑制作用。

**关键词：**农地确权 农业生产激励 交易费用 交易价格 农村要素市场联动

**中图分类号：**F301.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

现阶段，分散细碎化的农业经营规模难以满足中国农业现代化的发展要求，而农地流转对于培育农业新型经营主体、实现农业规模经营以及推进农业现代化进程发挥着重要作用。产权理论认为，集体农地产权界定模糊及其引发的交易费用是导致农地流转不畅的主要成因，而地权边界明晰则可以降低交易费用并促进农地交易。因此，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登记颁证工作”<sup>①</sup>。一种值得注意的现象是，农户在确权后并不必然进行农地

---

\*本文系国家自然科学基金重点项目“农村土地与相关要素市场培育与改革研究”（项目编号：71333004）、中国人民大学2016年度拔尖创新人才培养资助计划、2016~2017学年度“清华大学中国农村研究院博士论文奖学金”项目（项目编号：201626）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家所提出的宝贵意见和建议，但作者文责自负。王志刚为本文通讯作者。

<sup>①</sup>资料来源：《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》，中国政府网（[http://www.gov.cn/jrzq/2013-01/31/content\\_2324293.htm](http://www.gov.cn/jrzq/2013-01/31/content_2324293.htm)）。

流转（林文声等，2016）。对此，研究者偏向于争辩新一轮农地确权的综合效应能否促进农地流转，并得出截然相反的结论（例如程令国等，2016；付江涛等，2016a；胡新艳、罗必良，2016）。但是，鲜有文献更加深入地探究农地确权影响农户农地流转的内在机理。显然，在中国加快推进农地确权政策的现实背景下，厘清农地确权影响农地流转的作用机制，尤其具有重要的理论和现实意义。

那么，农地确权何以影响农地流转呢？已有研究结论不一。众多研究认为，农地确权降低了交易费用，从而提高农地流转发生率（Galiani and Schargrodsky, 2010），具体表现为增强地权安全性（Macours et al., 2010）、提高地权稳定性（Deininger et al., 2008, 2011； Holden et al., 2011）、明晰地权边界从而减少纠纷（Alston and Libecap, 1996； Deininger and Feder, 2009； Yami and Snyder, 2016）、消除制度和交易的不确定性（Feder and Nishio, 1998）、保障交易自由化（张娟、张笑寒，2005）以及降低交易双方信息不对称性（陈江龙等，2003；付江涛等，2016a）。与之相反的观点则表现在如下四个方面：首先，农地确权颁证不到位、确权后农地使用期限以及未来农地政策不明朗削弱了农地交易双方的稳定性预期，从而抑制了农地流转（毛飞、孔祥智，2012）。其次，由于农地流转市场的特殊性，农地确权非但未能改变农户对农地的控制权偏好，反而提高产权强度而强化其禀赋效应，从而抬高农地交易意愿价格并降低交易达成的可能性（胡新艳等，2016；胡新艳、罗必良，2016）。再次，由于农地具有地理空间位置不可移动的资源特性，农地确权固化了农地细碎化格局，从而极大地提高了耕作者将细碎化农地整合成连片宜耕地块的交易费用（贺雪峰，2015）。最后，法律赋权外生施加而脱离实际、原有地权明晰度和安全性较好等特殊情形都将致使农地确权所产生的影响作用大打折扣（Gould, 2006；付江涛等，2016a）。

需要指出的是，已有研究仍存在如下三个方面的不足：第一，侧重于探讨农地确权是否促进农地流转，但对其内在机理尚未形成系统性的理论分析框架。第二，少数谈及农地确权影响农地流转作用机制的研究文献都局限于定性判断而缺少必要的定量证据。换言之，已有研究仅仅是定性和定量分析农地确权影响农地流转的综合效应，但未曾对其作用机制进行科学验证。第三，仍旧缺少来自具有广泛地域代表性的全国追踪调查数据的实证证据。

鉴于此，本文的主要贡献体现在以下两个方面：一是通过识别农业生产激励、交易费用、交易价格以及农村要素市场联动四种中间传导机制，构建了“农地确权—中间传导机制—农地流转”的理论分析框架。二是基于2011年和2013年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）的全国追踪数据，采用中介效应模型首次对农地确权影响农地流转的作用机制进行实证分析。文章余下部分结构安排如下：第二部分是理论分析，第三部分是模型、数据与描述，第四部分进行实证结果分析，第五部分是本文研究结论与讨论。

## 二、理论分析

在总结和归纳已有研究的基础上，本文通过识别出农业生产激励、交易费用、交易价格以及农村要素市场联动四种中间传导机制，构建了新一轮农地确权影响农户农地流转行为的理论分析框架。

### （一）农地确权、农业生产激励与农地流转

农地确权有助于激发农户从事农业生产经营的积极性，进而促使其增加农地转入并减少农地转出。具体而言，农地确权提高了地权安全性，从而保障使用权排他、交易自由化以及收益权独享，进而促进农业投资。主要表现为：首先，农地确权通过法律赋权的方式，明晰了地权边界、提高了地权稳定性预期以及强化了地权的排他性。这不仅意味着农地承包经营权的固化和不可调整（程令国等，2016），而且提高了农户在土地征用过程中的谈判地位和议价能力（付江涛等，2016b），还降低了农地遭受承租方非法侵占的可能性（Yami and Snyder, 2016）。其次，土地承包经营权证书能够有效抵制村集体干预，确保农地使用权的交易自由化（张娟、张笑寒，2005）。而较为完善的农地交易权能可以提高农户对现值农业投资在未来实现市场价值的信心，从而增强其进行农地投资的积极性。再次，农地确权不仅有效地降低了地权重新界定与保护的成木，而且防止了产权模糊及其所引致的外部性、部分财产权利留置于公共领域以及租值耗散等问题造成农业投资收益损失。此外，农地确权赋予承包经营权抵押、担保权能，有助于缓解农业生产经营的资金压力，从而提高农户扩大农业长期投资、增加耕地保护性投入的积极性。

### （二）农地确权、交易费用与农地流转

农地确权通过增强地权稳定性、确保交易自由化、减少农地纠纷、降低信息不对称性等方式，有效地降低了农地流转的交易费用，从而促进了农户农地流转。具体表现为以下三点：

首先，增强农户对抗政府征地的排他能力。农地确权通过法律赋权的方式强化了土地承包经营权的排他能力，提高了农户在土地征用过程中的谈判地位和议价能力，从而促使其安心地流转农地。

其次，抵制村集体干预和农地调整。一方面，土地承包经营权证书突破了农户与村集体之间债权性质的承包合同关系，使得农地合法转让权可以有效地抵制村集体对农地流转的严格限制和干预，从而扩大了其交易范围和规模。另一方面，农地确权发证不仅减少了村庄农地调整的发生频率（丰雷等，2013），而且维护了土地承包关系的长期稳定，因此促进农户农地流转。

再次，降低农地交易双方的信息不对称性。一方面，农地确权明确承包地的四至、空间位置、面积大小和用途等信息，为农地流转后地权边界被打破、面积大小不准和空间位置无法还原等问题的解决提供准确而有效的依据。另一方面，农地确权是依靠国家权威和信用所建成的公信制度，不仅超越了村庄熟人圈子而得到更加广泛的社会认同，而且成为替代乡规民约、村集体力量的正式产权担保机制，从而有效地减少了农地流转的事前（比如信息搜寻成本）、事中（比如谈判、协调和签约成本）以及事后（比如合约实施与维护成本）等交易费用。

### （三）农地确权、交易价格与农地流转

由于农地具有农户身份象征、交易价格非市场化以及交易对象亲缘化等特殊牲，农地流转市场的交易机制不完全等同于一般商品交易（胡新艳等，2016；胡新艳、罗必良，2016）。根据市场特殊性和农地依赖性的差异，可以将确权后农地流转行为分为如下三种类型：

首先，农户对农地具有“恋农情结”“惜土心理”的情感依赖，农地确权增加了农地的情感价值，进而抑制农地流转。新一轮农地确权在制度和法律层面上根据农村集体成员权将农地承包经营权赋予农户，从而促使其在情感上获得更大的满足和依赖（罗必良，2014）。农户由于情感价值提升而给

予农地更高的价值评价，并直接反映在交易意愿价值上，使其对特定地块的租金诉求高于市场平均估价而产生禀赋效应<sup>①</sup>，从而减少了农地交易达成的可能性（胡新艳、罗必良，2016）。

其次，农户对农地具有生存依赖，农地确权强化了农地的保障价值，进而抑制农地流转。社会保障不健全、外出务工有风险以及未来不确定性，不仅使得农地承担着生存、就业以及养老保障等功能，而且促使农户产生将已出租农地完好无损地收回的控制权偏好（罗必良，2014）。同时，新一轮农地确权通过明晰地块四至等地理空间信息、颁发土地承包经营权证书以及赋予农地抵押担保权能等方式，不仅无法改变农户对农地的控制权偏好，而且提升了农地保障价值，从而抬高了农户的交易意愿价格并减少其农地交易规模（胡新艳等，2016）。

再次，在农户外出务工较为稳定、家庭经济水平较高，并且对土地的情感和生存依赖程度较低的情况下，农地确权将提高农地交易价格，从而促进农地流转。一方面，农地确权凸显了农地因交易费用降低、交易可能性增大所引致出的溢价效应，从而强化了农户对农地的未来增值预期（胡新艳、罗必良，2016）；另一方面，农地确权增大了产权强度，不仅提升农地的交易价值，而且提高农地的资源配置效率和潜在收入，从而促使农地承租者愿意支付更高的农地使用成本（程令国等，2016）。可见，农地确权提高了农地流转租金，进而促进农地流转。

#### （四）农地确权、农村要素市场联动与农地流转

农地确权通过与农村劳动力市场、农村金融市场进行有效联动，促进了农户农地流转。具体表现为以下两点：一方面，农地确权增强农地使用权的安全性和稳定性，农户不再害怕长期出租会失去土地，因而可以更加安心地转出农地和外出打工。农地确权不仅提高了农村劳动力外出务工的概率（Chernina et al., 2014; de Janvry et al., 2015），而且使得家中有人外出务工的农户更愿意出租农地（程令国等，2016）。另一方面，赋予农地经营权抵押、担保权能，有助于刺激农户通过转入农地来提高其信贷可得性（付江涛等，2016a）。农地确权使得具有地理空间位置不可移动、地租预期趋升以及不易受破坏等特性的农地，成为正式信贷机构的有效抵押品（Feder and Nishio, 1998; 陈江龙等，2003）。显然，这有利于缓解农户获得生产性资金的需求压力，解决农村抵押品不足、农业发展融资难等问题，从而增加农户转入农地和扩大投资的可能性。

### 三、模型、数据与描述

#### （一）模型设定

依据上述，农地确权可能通过农业生产激励、交易费用、交易价格以及农村要素市场联动四种中间传导机制，对农户农地流转行为产生影响作用。因此，根据 Baron and Kenny（1986）的方法，可以构建如下中介效应模型：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 CERT_i + \sum \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

<sup>①</sup>禀赋效应是指同一物品的意愿卖价高于意愿买价，或者意愿卖价高于市场平均估价。

$$TRAN_i = \alpha_0 + \alpha_1 CERT_i + \sum \alpha_2 X_i + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$Y_i = c_0 + c_1 CERT_i + c_2 TRAN_i + \sum c_3 X_i + \varepsilon_3 \quad (3)$$

(1) 式、(2) 式和 (3) 式中,  $Y_i$  为农户的农地流转行为 (包括农地转出和农地转入),  $CERT_i$  表示农地确权状况,  $TRAN_i$  为中间传导机制 (包括农业生产激励、交易费用、交易价格和农村要素市场联动),  $X_i$  是可能同时影响农地确权和农地流转的控制变量。(1) 式表示农地确权对农地流转的总效应,(2) 式表示农地确权对中间传导机制的影响效应,(3) 式中的系数  $c_2$  表示中间传导机制对农地流转的直接效应。将 (2) 式代入 (3) 式可以进一步得到中间传导机制的中介效应  $c_2\alpha_1$ , 即农地确权通过中间传导机制对农地流转所产生的影响作用。

### (二) 数据来源

本文研究所用数据主要来自中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS) 2011 年的全国基线调查和 2013 年的全国追踪调查。其中, 形成追踪调查的样本分布在 28 个省 (区、市) 的 150 个县、450 个村庄或社区, 共计 8875 户。本文主要研究 5481 个农户家庭, 其中, 农地确权组 1221 户, 未确权组 4260 户。

需要指出的是, 对于单个农户的农地流转行为而言, 很大程度上可以将村庄层面的农地确权视为一个政策性外生变量 (程令国等, 2016)。但是, 如果村庄农地流转市场发育较为完善, 则其被上级政府选择作为农地确权试点村的可能性会相对较大。因此, 为了避免农地确权颁证政策与农地流转存在反向因果关系, 本文采用 2011 年的农地确权、中介变量以及控制变量对 2013 年的农户农地流转行为进行回归分析, 从而确保了农地确权政策、中介变量以及控制变量都早于农户的农地流转决策, 并有效地解决了反向因果关系可能引发的内生性问题。

### (三) 指标选择与描述统计

本文的变量和指标选择具体如下: 首先, 因变量是农户农地流转行为, 包括农地转出和农地转入两个方面, 分别采用“是否将耕地出租给其他人”和“是否从别人 (包括集体) 租用耕地”测度。其次, 核心变量是农地确权, 采用“二轮承包以来, 村庄进行了农地确权, 并且农户已经领到土地承包经营权证书”测度。再次, 中介变量包含农业生产激励、交易费用、交易价格、农村要素市场联动四种中间传导机制。其中, 农业生产激励包括务农实物投入和务农时间投入两个方面; 交易费用通过村庄农地流转市场发育程度来间接反映; 交易价格采用出租耕地能够获得的租金水平进行测度; 农村要素市场联动包括农村金融市场和农村劳动力市场两个方面。最后, 控制变量包括交通便利性、农地调整、村工业收入比重、实物资产专用性、土地依附程度、地区变量六个方面 (见表 1)。

从表 1 可知, 与未确权农户样本相比, 已确权农户样本具有如下特征: 农户农地转出和农地转入的可能性都相对较低; 务农实物投入和务农时间投入相对较高; 农地转出和转入的市场交易费用略低; 家庭信贷款项、非农受雇时长以及农业受雇时长都相对较低; 农地流转租金则相对较高; 农地调整、实物资产专用性以及土地依附程度都相对较高; 交通便利性和村工业收入比重则相对较低。

新一轮农地确权何以影响农地流转？

表 1 变量定义及统计描述

变量名称	变量定义	已确权样本		未确权样本			
		均值	标准差	均值	标准差		
变量 被解释 变量	农地转出	是否将耕地出租给其他人（是=1，否=0）		0.1296	0.3361	0.1324	0.3390
	农地转入	是否租用耕地（是=1，否=0）		0.0917	0.2887	0.1106	0.3136
核心 变量 解释	农地确权	二轮承包以来，村庄进行了农地确权，并且农户已经领到土地承包经营权证书（是=1，否=0）		1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
农业生 产激励	务农实物投入，即为了农业生产和林业生产总共投入的资金（单位：元）	1744.6340	3389.8290	1375.7020	2773.7360		
	务农时间投入，即为自家从事种植业、林业、牧业和渔业等农业生产活动所投入的时间（单位：小时）	1602.2000	1679.1250	1326.2780	1611.3920		
中介变量	交易费用	1-转出市场发育程度，即1-本村其他农户进行农地转出的比重		0.0922	0.1204	0.1000	0.1353
		1-转入市场发育程度，即1-本村其他农户进行农地转入的比重		0.0416	0.0513	0.0513	0.0504
	交易价格	农地流转租金。如果出租耕地，每年能够获得租金（单位：元/年）		0.3479	0.4856	0.2884	0.3595
农村要素市场 联动	家庭信贷款项，即家庭尚未还清贷款总额（不包括买房、建房、助学贷款）（单位：元）	5042.8570	22697.8900	5948.2740	37653.2100		
	非农受雇时长，即非农受雇的劳动供给时间（单位：小时）	155.4715	595.7373	231.8954	709.9294		
	农业受雇时长，即农业受雇的劳动供给时间（单位：小时）	23.9174	191.3671	28.0547	211.8050		
交通 便利性	公交能到达村庄（是=1，否=0）		0.4674	0.4991	0.5584	0.4966	
农地调整	二轮承包以来，农地发生过调整（是=1，否=0）		0.1808	0.3850	0.1552	0.3621	
村工业收入 比重	村庄工业收入占村庄工农业总收入的比重		0.0788	0.2122	0.1223	0.2795	
控制变量 实物资产 专用性	机械、脱粒机（包括打谷机）、机引农具、水车（包括水车）和加工机等固定资产的现值（单位：元）		1157.3850	9118.7730	880.3322	3272.7110	
土地依 附程度	种植业收入占家庭总收入的比重		0.3829	0.3835	0.3216	0.3840	
地区变量	中部地区（中部地区=1，其他=0）		0.2882	0.4531	0.2989	0.4578	
	东部地区（东部地区=1，其他=0）		0.4195	0.4937	0.3392	0.4735	
	西部地区（西部地区=1，其他=0）		0.1412	0.3484	0.0295	0.1692	

#### 四、实证结果分析

##### （一）农地确权对农地流转行为的综合影响

本文采用 STATA 软件对农地确权的影响效应进行回归分析。更进一步地，对于原有地权较为稳定、更符合农地规模经营的村庄，农地确权可能产生差异化作用。对此，本文根据农地调整（是否发生过农地调整）、交通便利性（是否有公交到达村庄）以及村庄农业机械化程度（平均值以上及以下）进行分组回归（见表 2）。

表 2 中的回归是农地确权对农户农地转出和转入行为的总效应，即对应于上文模型（1）式中的  $\beta_1$ 。回归 ~ 分别是基于农地调整、交通便利性以及农业机械化程度的分组回归结果。限于篇幅，本文仅汇报了核心解释变量（农地确权）影响农户农地流转的估计结果。从表 2 中的卡方检验统计量（LR  $\chi^2$ ）可知，回归模型的拟合效果很好，都在 1% 的统计水平上显著，因此具有进一步分析的意义。具体而言：

首先，农地确权对农户农地转出不具有统计意义上的显著影响，但对农地转入具有负向作用。其原因可能在于，农地确权对农地转出的直接效应和间接效应的作用方向恰好相反、相互抵消，从而导致其综合影响出现了“净效应”（回归）。由此可见，农地确权在整体上非但无法促进农户转出农地，反而降低其扩大经营规模的可能性。

其次，对于发生过农地调整的村庄，农地确权更能显著促进农户农地流转。农地确权不仅对农地转出存在显著的正向作用，而且对农地转入的负向影响相对较低（回归和）。这说明，农户转出农地和扩大经营规模的可能性都相对较大。村庄曾经发生过农地调整使得农户对地权稳定性的预期相对较低，因此农地确权的促进作用较为明显。

再次，对于交通便利性较为便利的村庄，农地确权对农地流转的促进作用较为显著。农地确权不仅促进农地转出，而且抑制农地转入影响作用相对较弱（回归）。与之相反，对于交通便利性较差的村庄，农地确权对农地流转具有显著的负向作用（回归）。交通便利性强化了农地的地理位置专用性，进而更有利于农业规模化经营，因此，农地确权更加能够增加农地交易的可选择范围。

最后，对于农业机械化程度较高的村庄，农地确权产生较为明显的农业生产激励。农地确权不影响农户农地转出，并且对农地转入的负向作用相对较低（回归）；与之相反，对于农业机械化程度较低的村庄，农地确权促进农户转出农地，并且较大地降低其扩大经营规模的可能性（回归）。村庄的农业机械化程度较高，不仅有利于发挥农业机械替代农业劳动力和农业用地的比较优势，而且提高了农业生产效率，还降低了农业生产经营成本。因此，农地确权对农户产生较为明显的农业生产激励，从而促使其自行进行农业耕作而不参与农地流转。

表 2 农地确权与农地流转行为

变量/统计量	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归
	全部农	有农地	无农地	有公交	无公交	农业机	农业机

新一轮农地确权何以影响农地流转？

		户样本	调整	调整	到达	到达	化高	化低
因变量 (农地转出)	农地确权	0.0285 (0.0553)	0.1646*** (0.0640)	-0.0493 (0.1326)	0.1533** (0.0765)	-0.1515* (0.0841)	0.0356 (0.0867)	0.2269*** (0.0835)
	观测值	5350	3633	1403	2878	2472	2401	2620
	对数似然值 (Log likelihood)	-2026.9599	-1361.3778	-443.8077	-1196.3906	-810.8811	-920.5025	-861.5868
	方验 (LR chi <sup>2</sup> )	97.49***	79.82***	45.05***	37.90***	79.16***	59.04***	70.72***
	合度 (Pseudo R <sup>2</sup> )	0.0235	0.0285	0.0483	0.0156	0.0465	0.0311	0.0394
因变量 (农地转入)	农地确权	-0.2255*** (0.0611)	-0.1910*** (0.0689)	-0.4981*** (0.1493)	-0.1838** (0.0902)	-0.2770*** (0.0848)	-0.1694* (0.1007)	-0.3173*** (0.0842)
	观测值	5354	3636	1404	2877	2477	2402	2623
	对数似然值 (Log likelihood)	-1745.8620	-1240.8396	-438.4335	-927.3702	-811.6434	-763.9052	-905.4283
	方验 (LR chi <sup>2</sup> )	134.62***	88.12***	38.60***	86.41***	61.88***	72.21***	58.51***
	合度 (Pseudo R <sup>2</sup> )	0.0371	0.0343	0.0422	0.0445	0.0367	0.0451	0.0313

注：限于 ，其 控制变量的估计结果略；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显 ；括号中为标准 。

## (二) 农地确权影响农地转出的作用机制：中介效应分析

在表 3 中， 、 的系数值分别表示农地确权对中间传导机制、中间传导机制对农户农地转出的影响效应，即分别对应于上文模型 定 (2) 式与 (3) 式中的  $\alpha_1$  和  $c_2$ 。而表 3 中的中介效应则表示农地确权通过中间传导机制对农户农地转出行为所产生的影响作用，即中间传导机制的中介效应  $c_2\alpha_1$ 。限于 ，本文仅 了核心解释变量（农地确权）影响农户农地转出的估计结果。由表 3 中介效应的 验 (Sobel test) 和自 样 验 (bootstrap test) 可知，务农实物投入、务农时间投入、交易费用以及农地流转租金四个中介变量，至少在 10% 的统计水平上显 。具体而言，农地确权通过务农实物投入、务农时间投入以及交易费用三个中介变量，对农户农地转出具有负向影响，并且通过农地流转租金机制对农地转出产生正向作用。在显 发挥作用的中介效应中，交易费用的中介作用最大 (-0.0083)，务农时间投入次之 (-0.0040)，而务农实物投入则最小 (-0.0013)。由此可见，农地确权主要通过交易费用机制对农地转出产生负向作用。

需要指出的是，尚无证据表明，农地确权通过农村要素市场联动的传导机制，对农地转出产生显 的影响作用。一方面，农地确权不影响家庭信贷款项和农业受雇时长，并且家庭信贷款项和农业受雇时长同样不影响农户农地转出；另一方面， 然非农受雇时长能够显 促进农户转出农地，但是，农地确权并不影响非农受雇时长。



表 3 农地确权对农地转出影响的中介效应

： 确权对传导 机制的影响	系数	： 传导机制对 转出的影响	系数	确权对转出 的中介效应	验 (Sobel test) (Z 值/P 值)	自 样 验 (bootstrap test) (Z 值/P 值)	中介 效应 占比 (%)
农地确权→ 务农实物投入	0.1426* (0.0773)	务农实物投入 →农地转出	-0.0091*** (0.0020)	-0.0013* (0.0008)	Z 值: -1.7075 P 值: 0.0877	Z 值: -1.70 P 值: 0.090	-24.76
农地确权→ 务农时间投入	0.3043*** (0.1064)	务农时间投入 →农地转出	-0.0133*** (0.0015)	-0.0040*** (0.0015)	Z 值: -2.7283 P 值: 0.0064	Z 值: -2.76 P 值: 0.006	-77.25
农地确权→ 交易费用	0.0091*** (0.0044)	交易费用→ 农地转出	-0.9144*** (0.0340)	-0.0083*** (0.0041)	Z 值: -2.0452 P 值: 0.0408	Z 值: -2.20 P 值: 0.028	-114.49
农地确权→ 农地流转租金	0.0614*** (0.0142)	农地流转租金 →农地转出	0.0585*** (0.0132)	0.0036*** (0.0012)	Z 值: 3.1029 P 值: 0.0019	Z 值: 2.79 P 值: 0.005	36.66
农地确权→ 家庭信贷款项	-0.0290 (0.1094)	家庭信贷款项 →农地转出	-0.0010 (0.0014)	0.00003 (0.0001)	Z 值: 0.2474 P 值: 0.8046	Z 值: 0.14 P 值: 0.885	0.54
农地确权→ 非农受雇时长	-0.1258 (0.0794)	非农受雇时长 →农地转出	0.0038* (0.0020)	-0.0005 (0.0004)	Z 值: -1.2281 P 值: 0.2194	Z 值: -1.16 P 值: 0.245	-9.18
农地确权→ 农业受雇时长	-0.0051 (0.0397)	农业受雇时长 →农地转出	0.0033 (0.0039)	0.00002 (0.0001)	Z 值: -0.1281 P 值: 0.8981	Z 值: -0.09 P 值: 0.932	-0.32

注：限于 ，其 控制变量的估计结果略；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显 ，括号中为标准 ；bootstrap 的重 次数为 1000。

### (三) 农地确权影响农地转入的作用机制：中介效应分析

在表 4 中， 、 的系数值分别表示农地确权对中间传导机制、中间传导机制对农户农地转入的影响效应，即分别对应于上文模型 定 (2) 式与 (3) 式中的  $\alpha_1$  和  $c_2$ 。而表 4 中的中介效应则表示农地确权通过中间传导机制对农户农地转入行为所产生的影响作用，即中间传导机制的中介效应  $c_2\alpha_1$ 。限于 ，本文仅 了核心解释变量（农地确权）影响农户农地转入的估计结果。由表 4 中介效应的 验 (Sobel test) 和自 样 验 (bootstrap test) 可知，务农时间投入和交易费用两个中介变量都在 1% 的统计水平上显 。具体而言，农地确权通过务农时间投入的作用机制对农户农地转入具有正向作用，并通过交易费用机制对其产生负向影响。在显 发挥作用的中介效应中，交易费用的中介作用最大 (-0.0153)，务农时间投入次之 (0.0024)。由此可见，农地确权主要通过交易费用机制对农地转入产生负向作用。

需要指出的是， 然农地确权能够激发农户增加务农实物投入，但更多地体现在 耕细作上，务农实物投入仍旧不足以促进农户扩大经营规模。同时，农地确权提高了农地流转租金，但交易价格机制还不足以显 抑制农地转入。不仅如此，家庭信贷款项和农业受雇时长能够促进农户转入农地。但是，农地确权通过农村要素市场联动机制（包括家庭信贷款项、农业受雇时长和非农受雇时

长)对农地转入产生影响作用,仍然未能得到充分体现。

表 4 农地确权对农地转入影响的中介效应

： 确权对传导 机制的影响	系数	： 传导机制对 转入的影响	系数	确权对转 入的中介 效应	验 (Sobel test) (Z 值/P 值)	自 样 验 (bootstrap test) (Z 值/P 值)	中介 效应 占比 (%)
农地确权→ 务农实物投入	0.1416* (0.0773)	务农实物投入 →农地转入	0.0026 (0.0018)	0.0004 (0.0003)	Z 值: 1.1173 P 值: 0.2639	Z 值: 0.96 P 值: 0.335	-0.99
农地确权→ 务农时间投入	0.3095*** (0.1064)	务农时间投入 →农地转入	0.0077*** (0.0013)	0.0024*** (0.0009)	Z 值: 2.6019 P 值: 0.0093	Z 值: 2.70 P 值: 0.007	-6.44
农地确权→ 交易费用	0.0150*** (0.0017)	交易费用→ 农地转入	-1.0164*** (0.0877)	-0.0153*** (0.0022)	Z 值: -6.9302 P 值: 0.0000	Z 值: -7.09 P 值: 0.000	41.57
农地确权→ 农地流转租金	0.0613*** (0.0142)	农地流转租金 →农地转入	-0.0148 (0.0122)	-0.0009 (0.0008)	Z 值: -1.1652 P 值: 0.2439	Z 值: -1.24 P 值: 0.215	2.23
农地确权→ 家庭信贷款项	-0.0206 (0.1094)	家庭信贷款项 →农地转入	0.0034*** (0.0013)	-0.0001 (0.0004)	Z 值: -0.1878 P 值: 0.8510	Z 值: -0.18 P 值: 0.859	0.19
农地确权→ 非农受雇时长	-0.1264 (0.0794)	非农受雇时长 →农地转入	0.00001 (0.0018)	-0.000001 (0.0002)	Z 值: -0.0046 P 值: 0.9963	Z 值: -0.00 P 值: 0.997	0.003
农地确权→ 农业受雇时长	-0.0060 (0.0397)	农业受雇时长 →农地转入	0.0105*** (0.0036)	-0.0001 (0.0004)	Z 值: -0.1509 P 值: 0.8800	Z 值: -0.13 P 值: 0.893	0.17

注:限于 ,其 控制变量的估计结果略;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显 ,括号中为标准 ;bootstrap 的重 次数为 1000。

## 五、结论与讨论

本文通过识别出农业生产激励、交易费用、交易价格以及农村要素市场联动四种中间传导机制,构建了新一轮农地确权影响农户农地流转行为的理论分析框架,并采用 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的全国追踪数据对其进行实证分析,得到如下研究结论:

第一,农地确权对农户农地转出不具有统计意义上的显 影响,但对农地转入具有负向作用。可见,农地确权在整体上非但无法促进农户转出农地,反而降低其扩大经营规模的可能性。对于发生农地调整、交通 件较为便利的村庄,农地确权更能促进农户农地转入和转出。对于农业机 化程度较高的村庄,农地确权产生更大的农业生产激励;与之相反,农地确权促进农户转出农地并抑制农地转入。

第二,农地确权通过交易价格机制促进了农户农地转出,并通过农业生产激励(增加务农实物和务农时间投入)和交易费用等传导机制对农户农地转出发挥抑制作用。其中,交易费用的中介作用最大,务农时间投入次之,而务农实物投入则最小。此外,农地确权尚未能通过农村要素市场联

动的传导机制对农户农地转出产生何影响。

第三，农地确权通过农业生产激励（增加务农时间投入）促进农户农地转入，并通过交易费用机制对农户农地转入产生负向影响。其中，交易费用的中介作用最大，务农时间投入次之。农地确权能够激发农户增加务农实物投入、提高农地流转租金，但是，务农实物投入和交易价格机制仍然不足以对农地转入产生显著影响。此外，农村要素市场联动机制对农户农地转入的作用同样未能得到充分发挥。

重新审视本文的计量结果可以发现，在农地确权影响农户农地流转的机制分析中，存在如下六个方面的内容值得进一步深入探讨：

首先，农地确权对农地流转同时存在多重效应，探究其作用机制更加具有研究意义。与程令国等（2016）、付江涛等（2016a）认为“农地确权促进农地转出，但不显著影响农地转入”的观点截然不同，本文的实证结果表明，农地确权在整体上对农地转出并不具有显著影响，但会显著抑制农户农地转入。不仅如此，对于存在农地调整、有公交到达以及农业机械化程度较低的村庄，农地确权更能显著促进农户农地流转。由此可见，局限于量化分析农地确权影响农地流转的总效应，难以得到一致性的研究结论。这从侧面反映出，进一步深入探究农地确权影响农地流转的作用机制，才是更为重要的研究课题。

其次，农地确权产生分配效应，不利于弱小农的利益增进。具体表现为如下两点：一方面，农地确权提高了农地流转租金，从而强化对承包者的利益保护，增加了耕种者的农地使用成本，无益于其利益增进。农地确权内生出地权安全性的溢价效应，从而提升了农地流转的租金水平（胡新艳、罗必良，2016）。然而，这不仅提高了农户扩大农业生产经营规模的成本（主要是农地使用成本上升），而且促使农地转出户收回原先流转给亲属的耕地，再将其重新出租给外来生产大户、家庭农场以及农业龙头企业等新型农业经营主体（付江涛等，2016a）。对广东省广州市和佛山市638户农户的问卷调查表明，62.8%的农户认为确权颁证后转入农地的难度会增加（罗必良、胡新艳，2015）。由此可见，农地确权减少了弱小农转入农地的选择空间，甚至将其逐出农业生产领域。另一方面，农地确权固化了农地细碎化格局，从而增加了农业生产经营成本。农地确权从制度和法律层面强化了承包户对具体地块的占有权，不仅固化了地理空间位置不可移动的农地的细碎化状态，增加田间作业的劳力、机械使用成本，而且赋予农户更大的反对公共事务（比如改善田间、农田水利基础设施）的权力，降低协力合作（比如合作经营）的可能性，从而给耕种者带来更多不便（贺雪峰，2015）。

第三，农地确权非但未能减少反而增大了农地流转市场的交易费用。本文的实证结果表明，交易费用对农户农地转入和转出的负向中介效应最为明显（分别为-0.0153和-0.0083）。这说明，农地流转市场的交易费用过高，已然成为制约确权后农地流转的主要因素。需要指出的是，已有研究并未对农地确权影响下的交易费用进行更加细致的区分，而是以偏概全地前定农地确权能够降低交易费用。事实上，农地确权可能非但未能减少反而极大地增加了农地流转市场的交易费用。具体表现为如下三点：首先，固化农地细碎化格局，提高农地整合的难度。由于农地经营权依附于农地

承包权，农地转出主体有且仅有农户。新一轮农地确权强化对农户农地用益物权的保护，并赋予其更大的土地处置权利（比如占有权）（贺雪峰，2015），从而强化农户对农地的“产权身份断裂”特性（罗必良，2014）。不仅如此，农地具有地理空间位置不可移动的资源特性。农地确权从制度和法律层面将承包户的土地承包经营权固定在二轮承包时的具体地块，从而固化了农地经营碎片化、不连片的现实格局，并强化了农户对农地的“产权地理断裂”特性（罗必良，2014）。显然，耕作者为了将破碎化的农地整合成连片宜耕地块，需要与其农地在地理空间位置上相连接的众多农户讨价还价，从而使其更加易遭受被要挟、被胁迫以及事后违约等交易风险。其次，发证不到位、农地政策不明朗，削弱地权稳定性预期。确权发证不到位、农地使用期限不明确以及未来农地政策不明朗，不仅导致农户无法形成稳定性预期，而且致使其担心转出的农地无法收回或者失承包经营权（毛飞、孔祥智，2012）。再次，引发新的矛盾和纠纷，降低法律赋权的有效性。农地确权加深了农户的农地私有化意识，而“土必争”的心态则极大地加剧了确权过程中的农地纠纷和不确定性。同时，农地确权政策还遭到乡村基层治理、村庄地权分配机制以及农民地权认知三方面的联合抵制（罗必良，2012）。这不仅抬高了农地确权纠纷解决的交易费用，而且致使法律赋权无法与村庄社会需求相适应而脱离现实，还出现了农户被动接受的“被确权”甚至“确权空”<sup>①</sup>等问题（罗必良、孔祥智，2012）。

第四，“农地确权强化禀赋效应进而抑制农地流转”的负面作用可能不足甚至并不存在。胡新艳等（2016）和胡新艳、罗必良（2016）认为，农地确权会强化禀赋效应，进而抬高农户农地交易的意愿接受价格，从而导致交易双方难以达成一致的均衡价格而抑制农地流转。与之相反，本文的实证结果表明，农地确权提高农地交易价格，进而促进农地转出，但这种交易价格效应还不至于抑制农户农地转入。由此可见，农地确权通过强化控制权偏好和禀赋效应、进而抑制农地流转的负面作用可能并不存在；即便存着，其作用大小和显性可能不足。其原因在于，上述文献过分强调农地流转市场的特殊性（特别是农户将农地视为一种无法替代的人格化财产），忽视了农户因农地依赖的异质性而形成利益明显的分化。具体表现为以下三点：一是有部分农户对农地具有“恋农情结”和“惜土心理”的情感依赖时，农地才存在人格化财产特征。此时，农地具情感性，农户的农地交易决策侧重于情感理性。二是农户对农地形成生存、就业和养老保障的依赖时，农地更多地发挥着工具性的权能，农户的农地交易决策侧重于工具理性。三是农户对农地的情感和生存依赖程度都相对较低时，农地仅仅具有一般商品性，农户的农地交易决策侧重于经济理性。鉴于此，今后应进一步明确区分农地对不同农户类型所发挥的差异化效用，而不能以偏概全地过度强调农地流转市场的特殊性。

第五，试图通过赋予土地经营权抵押、担保权能的方式，并不能有效地提高农户的信贷可得性。本文的实证结果表明，农地确权对家庭信贷款项并不具有统计意义上的显著影响。其原因可能在于如下两点：一是从信贷供给的角度，农地细碎化减小金融机构提供信贷业务的意愿。细碎化农地不

<sup>①</sup>“确权空”是指土地承包经营权证与实际耕种地块相背离。

仅增大了农地整合并形成连片规模经营的难度，而且增加了金融机构置小农地的成本，从而使得农地经营权难以有效地发挥抵押和担保功能。二是从信贷需求的度，农地保障功能降低农户的信贷需求。收入很低而且缺其他社会保障时，农地承担着较强的生存保障功能。对于那无法还贷款的农户而言，金融机构行对抵押农地的置，将其最基本的生活来源。

第六，应通过强化农村要素市场联动、降低确权后的交易费用等方式，进一步促使农地确权对农户农地流转产生积极作用。本文的实证结论具有如下三点政策示：一是发挥农地经营权抵押、担保功能，培育农村金融市场。家庭信贷款项能够显促进农户转入农地，但农地确权未能有效促进家庭信贷款项的增加。因此，应进一步发挥农地经营权抵押、担保功能，使其正有效地成为信贷抵押品，并通过投资效应、抵押效应和交易效应促进农户农地流转。二是强化地权稳定性，促进农村劳动力市场发育。非农受雇时长能够显促进农户转出农地，但农地确权对非农受雇时长尚未发挥出分而有效的促进作用。因此，应通过强化地权安全性和稳定性的方式，打消农户担心长期出租无法收回农地的，进而促使其安心地外出打工并转出农地。三是降低农地流转的交易费用，完善农地流转市场。现阶段，农地确权仍然极大地提高了农地流转市场的交易费用，进而抑制农户农地流转。因此，应进一步稳固至增强农地确权在强化地权安全性、增强地权稳定性、减少农地纠纷、确保交易自由化以及降低信息不对称性等方面的积极作用，同时要减少其在约过程中引发新的纠纷和、固化农地细碎化格局以及强化禀赋效应等不利影响。

#### 参考文献

- 1.陈江龙、陈会广、平，2003：《土地登记与土地可 利用——以农地为例》，《中国人 资源与 》第5期。
- 2.程令国、张 、志 ，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转 ？》，《理 界》第1期。
- 3.丰雷、平，2013：《致性制度变 还是强制性制度变 ？——中国农村土地调整的制度 进及地区差异研究》，《经济研究》第6期。
- 4.付江涛、清、胡 ，2016a：《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 省3县（市、区）的经验证据》，《 农业大学学 （社会科学 ）》第1期。
- 5.付江涛、清、胡 ，2016b：《产权保护与农户土地流转合约选择—— 评新一轮承包地确权颁证对农地流转的影响》，《江 学 》第3期。
6. ，2012：《土地“新产权”的实 ——对 S 土地承包纠纷的学理 释》，《社会》第2期。
- 7.贺雪峰，2015：《农地承包经营权确权的由来、 与出 》，《 线》第5期。
- 8.胡新艳、罗必良，2016：《新一轮农地确权与促进流转： 证据》，《改革》第4期。
- 9.胡新艳、 、罗 涛，2016：《确权与农地流转：理论分 与研究 示》，《财 研究》第2期。
10. 、 ，2013：《“被产权”：农地确权的实 及 示——基于 土地产权改革试点村的实证 》，《 农业大学学 （社会科学 ）》第1期。
- 11.林文声、明、 、王志刚，2016：《资产专用性对确权后农地流转的影响》，《华 农业大学学 （社会科

学》第6期。

12.罗必良, 2014:《农地流转的市场——“产权强度—禀赋效应—交易配置”的分析线及例研究》,《南方经济》第5期。

13.罗必良、胡新艳, 2015:《中国农业经营制度: 转型与创新——长江学者、华农业大学博士生导师罗必良谈》,《社会科学家》第5期。

14.毛飞、孔祥智, 2012:《农地规模化流转的制约因素分析》,《农业经济》第4期。

15.张娟、张笑寒, 2005:《农村土地承包经营权登记对土地流转的影响》,《财经科学》第1期。

16.Alston, L. J., and G. D. Libecap, 1996, “The Determinants and Impact of Property Rights: Land Titles on the Brazilian Frontier”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, 12(1): 25-61.

17.Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator–mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.

18.Chernina, E., P. C. Dower, and A. Markevich, 2014, “Property Rights, Land Liquidity, and Internal Migration”, *Journal of Development Economics*, 10(110): 191-215.

19.de Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, 2015, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *The American Economic Review*, 105(10): 3125-3149.

20.Deininger, K., D. A. Ali, S. Holden, and J. Zevenbergen, 2008, “Rural Land Certification in Ethiopia: Process, Initial Impact, and Implications for Other African Countries”, *World Development*, 36(10): 1786-1812.

21.Deininger, K., D. A. Ali, and T. Alemu, 2011, “Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia”, *Land Economics*, 87(2): 312-334.

22.Deininger, K., and G. Feder, 2009, “Land Registration, Governance, and Development: Evidence and Implications for Policy”, *The World Bank Research Observer*, 24(2): 233-266.

23.Feder, G., and A. Nishio, 1998, “The Benefits of Land Registration and Titling: Economic and Social Perspectives”, *Land Use Policy*, 15(1): 25-43.

24.Galiani, S., and E. Schargrodsky, 2010, “Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling”, *Journal of Public Economics*, 94(9): 700-729.

25.Gould, K. A., 2006, “Land Regularization on Agricultural Frontiers: The Case of Northwestern Petén, Guatemala”, *Land Use Policy*, 23(4): 395-407.

26.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*, 47(1): 31-47.

27.Macours, K., A. de Janvry, and E. Sadoulet, 2010, “Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market”, *European Economic Review*, 54(7): 880-899.

28.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 and Development*, 3(27): 465-478.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 午 言)

## **How Can Farmland Registration and Certification Affect Farmland Transfer: An Empirical Analysis Using the CHARLS Data**

Lin Wensheng Qin Ming Su Yiqing Wang Zhigang

**Abstract:** This article constructs a theoretical framework of analysis "Farmland registration and certification, intermediate conduction mechanism and farmland transfer", by identifying four intermediate transmission mechanisms, namely, agricultural production incentive, transaction cost, transaction price and linkage of rural factor market. Based on the China Health and Retirement Longitudinal Survey (CHARLS) data from 2011 to 2013, the study adopts a mediation effect model to empirically analyze the effect of farmland registration and certification on farmland transfer and its internal mechanisms. The results are as follows: (1) Farmland registration and certification has no influence on farmland lease-out, yet inhibits their farmland lease-in. (2) For the villages where farmland adjustment has occurred, where public transportation by bus is available, or where agricultural mechanization level is relatively low, it is more conducive to farmland transfer. (3) Farmland registration and certification inhibits farmland lease-out through the mechanisms of agricultural production incentives and transaction costs, while promoting farmland lease-out by transaction price mechanism. (4) Farmland registration and certification promotes farmland lease-in through the mechanism of agricultural production incentives, while inhibiting farmland lease-in by transaction costs mechanism.

**Key Words:** Farmland Registration and Certification; Agricultural Production Incentive; Transaction Cost; Transaction Price; Linkage of Rural Factor Market