

【土地问题】

# 不同类型农地流转对农户农业生产长期投资影响研究

——以江苏省四县为例

张建, 诸培新\*, 南光耀

(南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

**摘 要:**采用两阶段估计策略和江苏省四县的农户调研数据, 本文考察了村集体组织和农户自发两种类型的农地流转对转入户农业生产长期投资的影响差异。研究表明, 村集体组织下的土地转入户农地经营权更稳定, 农地规模经营水平更高, 农业生产长期投资的概率和水平均显著高于自发流转型农户; 村集体中介组织作用可以降低转入户土地流转交易费用, 实现农地规模经营, 提高转入户农业生产长期投资的积极性。政策启示是, 积极发挥村集体在农地流转中的组织服务作用, 通过规范农地流转合同签订、降低流转交易费用等提高转入户农地经营权稳定性和农地规模经营水平, 促进转入户农业生产长期投资; 同时, 也要加强农民自发型土地流转的合同管理和规范, 提高农地流转合同的稳定性, 为转入户创造良好的农业生产长期投资条件。

**关键词:**农地流转; 村集体组织型农地流转; 农户自发型农地流转; 农业生产长期投资  
**中图分类号:**F301.3     **文献标志码:**A     **文章编号:**1671-7465(2019)03-0096-09

## 一、引言

土地投资, 尤其是农田水利、土地平整、有机肥等长期投资对于改善农业生产条件、增加土壤肥力、提高农业生产效率等具有重要影响。农地产权制度与农户土地投资行为一直是农业生产领域研究的热点问题, 现有文献主要关注土地调整<sup>[1-2]</sup>、土地产权类型<sup>[3-4]</sup>、土地产权安全感知<sup>[5]</sup>等对农户农业生产投资的影响。随着我国农地流转市场的快速发展, 农地流转对农户生产长期投资的影响也逐渐得到学者关注。基于中国农户的实证研究, 许多学者认为农地流转对农户长期生产投资存在负面影响。俞海等<sup>[6]</sup>基于中国 6 省农户地块层次的研究表明, 有土地流转地块的土壤有机质含量平均下降 1.94g/kg, 并将其解释为农户之间非正式的农地流转缺乏规范性, 不利于农户进行保持土壤肥力的长期投资。邵亮亮和黄季焜<sup>[4]</sup>研究表明, 从签订固定期限的合同比例和流转土地已使用年限来看, 从亲戚转入土地的使用权要比从非亲戚转入土地的使用权稳定, 因此, 农户在从亲戚转入的土地上施用有机肥的概率和施用量均显著高于非亲戚转入的地块。现阶段, 我国农地流转关系的不规范、不稳定可能进一步阻碍转入户农业生产长期投资行为, 降低农地流转的绩效<sup>[7]</sup>。农业部的统计数据表明, 参与土地流转的农户中三分之一未签订合同<sup>[8]</sup>, 中国家庭金融调研 2015 年的农户数据表明, 土地转入中未约定流转期限的农户

收稿日期: 2018-06-04  
基金项目: 研究阐释党的十九大精神国家社会科学基金专项课题“完善农村承包地‘三权’分置研究”(18VSJ060)  
作者简介: 张建, 男, 南京农业大学公共管理学院博士生; 诸培新, 男, 南京农业大学公共管理学院教授, 博士生导师。  
\* 诸培新为本文通信作者。

比例为 40.0%<sup>[9]</sup>。流转期限不明确、不安全导致经营权不稳定,这在一定程度上削弱了转入户在农业生产中的长期投资意愿。因此,如何规范农地流转行为,完善和保障农地经营权权能,以激励转入户农业生产投资尤其是长期性生产投资的积极性是农地流转理论和实践中的一个重要命题。实践中,农地流转按照发起和组织主体分,可分为两大类:一是农户之间自发的转包、出租、互换等模式;二是由村集体组织发起的规模化流转,如村集体主导的土地出租、农地股份合作、土地信托等<sup>[10-12]</sup>。对转入户来说,两种模式之间的主要差异是前者从单个农户手中获取土地经营权,后者则是从村集体手中获得土地经营权。农户自发型的农地流转小规模、分散化,签订书面合同比例小且不规范,而村集体组织型的农地流转组织化程度高,大多签订规范的书面合同<sup>[10,12]</sup>。此外,村集体组织型农地流转在土地流转期限、流转规模等方面与农户自发型流转存在很大差异<sup>[12-13]</sup>,这些差别也导致了转入户流转获得的农地经营权安全稳定性存在很大的差异,从而导致转入户的长期性生产投资也可能存在显著差异。

为此,本文从考察农地流转模式出发,在对农地流转类型与转入农户生产投资理论分析的基础上,以江苏省农户调研为支撑,检验村集体组织型和农户自发型农地流转对农户农业生产投资的影响差异,以揭示农地流转中规范流转行为,完善和保障农地经营权权能是否能更有利于农户的长期性生产投资及其影响机理,为农地流转制度改革和农地“三权分置”制度完善提供相应的政策建议。文章结构安排如下:第二部分是理论分析;第三部分是数据介绍及两种类型农地流转模式下的农户农业长期生产投资的描述性统计分析;第四部分是计量经济方法与结果;第五部分是结论和政策含义。

## 二、农地流转类型与农户农业生产投资理论分析

### (一) 农户农业生产投资的划分及本文的研究范畴

农户农业生产投资按照投资回收期长短可以划分为长期投资和短期投资。长期投资需要一个农季以上的时间才能收回,且投资额度较大;短期投资一个农季就可以收回。按照长期投资是否和特定地块相连<sup>[1]</sup>,又可以把长期投资划分为“与特定地块不相连的长期投资”,其具有移动性和可分性,不会附着在特定地块上,如各种农机具;以及“与特定地块相连的长期投资”,如田间道路改善、沟渠、钢筋大棚等,这类长期投资的资产专用性较强,长期投资行为受到农地产权安全影响的概率较大。而村集体组织型农地流转和农户自发型流转之间的差异主要表现为农地经营权稳定性的差异,因此,本文农业生产长期投资的研究选择农田道路、土地平整、修建灌溉和排水渠等农田基建长期投资,农机具和农户短期生产投资不在本文的研究范围之内。

### (二) 不同类型农地流转的产权特征和土地规模

农户自发型农地流转的交易双方很少签订正式的书面合约,多以口头协议为主,一般不约定期限或以短期流转为主<sup>[10-11]</sup>。口头协议的合约关系并不稳定,一旦转出户因故想要重新耕种土地,便可以要回土地。因此,受制于转出户流转期限的不确定,转入户长期投资额将少于社会最优水平<sup>[14]</sup>。此外,口头协议缺少法律凭证,一旦发生违约行为双方责任很难界定清楚。因此,农户自发型农地流转的经营权稳定性较差。

农户自发流转与村集体组织的农地流转在合约规范性、期限长短、流转规模和流转经营权稳定性等方面存在很大差异。村集体介入和组织农地流转后,村干部作为第三者为规避潜在的合约风险和担保风险,往往要求流转双方签订正式的书面合同,并经过上级政府部门鉴证<sup>[10,15]</sup>。此外,为了培育农业新型经营主体,稳定其农业经营预期,村集体组织农地流转的租赁期限更长。因此,从合约规范性和合约期限来看,村集体组织型农地流转下转入户农地经营权稳定性更强。

村集体组织型农地流转往往以村内成片甚至整村的土地流转为目标,流转的规模较农户自发流转的规模要大得多。单个农户承包地规模小、细碎化,农户之间的自发流转要实现农地规模集中经营面临着高交易费用。而村集体作为农地流转的组织者,可以最大限度地减少农地流转交易费用,实现农地规模经营<sup>[10,12]</sup>。首先,村集体相对于小农户具有信息优势,村干部在日常村庄事务管理中熟悉村民的土地经营情况,了解农民土地流转意愿,可以降低流转双方的信息搜寻费用;其次,村集体代理小农户和转入户谈判、签约,可以避免转入户挨家挨户与众多小农户签订合约,减少农地流转签订合约的费用;最后,村集体以其权威性监管合约履行,可以减少交易双方的履约成本。因此,转入户通过村集体组织农地流转可以降低交易费用,更容易实现农地规模经营。

### (三) 转入土地的产权和规模特征对农户农业生产长期投资的影响

农户转入土地后用于农业生产的土地要素在两方面发生了变化:一是转入土地的产权权能和安全稳定性变化,农户自有的土地承包经营权长久不变,而租赁的土地受制于合约期限及合约规范的限制,农地经营权稳定性较差<sup>[6]</sup>。二是土地经营面积增加。

研究表明,稳定的农地产权有利于农户农业生产长期投资<sup>[6-7,16]</sup>。农地产权稳定性对农户生产长期投资的激励作用包含三个效应,即担保效应、抵押效应和实现效应<sup>[16]</sup>。担保效应指土地产权安全为农户得到未来的投资回报提供了担保,稳定了农户长期投资预期;抵押效应指土地产权安全为土地实现抵押提供了可能,有利于解除农户生产长期投资的信贷约束,提高农户投资能力;实现效应是指通过土地流转可以兑现农户在土地上的长期投资,实现土地投资价值,激励农户生产投资。租赁的土地产权实质上是农地经营权,受到流转合约的规范性和合约期限长短的影响<sup>[6-7]</sup>。农地经营权稳定性对转入户农业生产长期投资的激励主要通过担保效应和部分抵押效应来实现,即稳定的农地流转合约为转入户获得未来的投资提供了担保,农户预期可以收回投资,便会增加长期生产投资的积极性,在资金不足时也可以通过抵押融资部分满足投资需求<sup>[6,16]</sup>。现实中受到流转合约期限和合约规范的限制,农户自发型和村集体组织型农地流转下转入农地经营权稳定性存在很大差异,进而对农户长期生产投资产生异质性影响。

农地经营规模对农户农业生产长期投资的促进作用得到了许多学者的证实<sup>[7,17]</sup>。农地规模小、经济收益低的情况下,农户缺乏足够的动机进行农业生产长期投资<sup>[17]</sup>。而当农地经营面积增加时,农地经营收益成为农户重要的收入来源,农户农业生产的动机以利润最大化为主,便会增强农业生产长期投资的积极性<sup>[7]</sup>。村集体组织型农地流转的转入户农地经营规模较大,在农业的长期性投资上也更有积极性。

综上,由于村集体组织型农地流转的合约关系较农户自发型农地流转较为稳定,转入户通过村集体组织土地流转实现规模经营的可能性更高。因此,预期村集体组织农地流转对转入户农业生产长期投资的激励更强。

## 三、数据介绍与描述性统计分析

### (一) 数据介绍

本文研究数据来源于课题组 2014 年和 2015 年在江苏省连云港市灌云县、淮安市金湖县、宿迁市泗洪县和扬州市宝应县等四个县的农户调研。每个县内部随机选择 4~7 个乡镇,每个乡镇选择 1~3 个行政村,每个村随机选择 20~30 个农户进行调研,共收集 1221 份农户有效样本数据。其中,转入户样本 285 份,转出户样本 589 份,未流转农户 347 份,研究中仅用到转入户样本数据。调研内容包括 2009 到 2013 年以来农户农业生产长期投资情况(主要包括农田道路、土地平整、修建灌溉和排水渠等长期投资),2013 年农户家庭基本情况、劳动力就业情况、农

业生产情况、土地流转情况等。农户土地流转情况包括土地流转的组织情况、流转合同签订情况、流转租金及期限等。从转入户样本来看,农户自发转入户有 189 份,村集体组织转入户为 96 份,分别占转入户总数的 66.32% 和 33.78%。

(二) 两种类型农地流转特点与农户农业生产长期投资的描述性分析

1. 两种类型农地流转合约稳定性和转入户农地经营规模差异

本文从农地流转签订书面合同的比例及平均流转期限两个指标对比分析不同农地流转类型的合约稳定性。如表 1 统计所示,村集体组织型流转签订书面合同的农户比例高达 93.75%,而农户自发流转签订书面合同的比例低于 15%。在农地流转期限上,村集体组织流转的合约期限约为农户自发流转的平均年限的 3 倍。因此,村集体组织型农地流转合约关系更加稳定。

从农地转入规模和农地经营规模上看,村集体组织型农地流转的农户转入面积和农地经营面积均显著高于农户自发型流转,表明通过村集体组织转入土地的农户农地规模经营水平更高。

表 1 两种类型农地流转合约稳定性和转入户农地经营规模差异

流转类型	样本数	签订书面合同的比例/%	农地流转期限/年	农地转入面积/亩	农地经营面积/%
农户自发土地流转	189	14.29	1.99	22.59	27.28
集体组织土地流转	96	93.75***	5.78***	108.00***	112.80***

注:采用单因素 ANOVA 方法检验两组间变量是否存在显著性差异,Bonferroni 统计检验值均为 0.000,表明变量之间存在显著性差异。\*、\* \*、\* \* \* 分别表示两组间在 10%、5%、1% 的统计水平上存在显著差距。

2. 两种类型农地流转的转入户农业生产长期投资差异

表 2 统计两种类型农地流转下转入户农业生产长期投资差异。从表中可以看出,通过集体组织农地流转的农户农业生产长期投资比例和投资额均显著高于自发流转的转入户。

表 2 两种类型农地流转农户农业生产长期投资差异

流转类型	样本数	农业生产长期投资比例/%	农业生产长期投资额/万元
农户自发土地流转	189	24.34	0.7720
集体组织土地流转	96	57.29***	3.9604***

注:农业生产长期投资包括农田道路、土地平整、修建灌溉和排水渠等农田基建长期投资。

四、计量模型及估计

(一) 模型设定及变量说明

调研发现,一些希望转入较大规模农地、从事专业化生产、有较强投资动机的农户倾向于通过村集体组织完成农地流转,以降低农地流转交易费用,满足规模经营需求。因此,农户通过何种方式流转土地的选择不是随机的,具有很强的内生性。本文选择基于工具变量法的两阶段最小二乘法对模型估计以解决自选择问题导致的模型内生性问题。第一阶段,构建农地流转模式选择模型,根据可观测变量估计出农地流转模式选择的拟合值;第二阶段将拟合值带入农户农业生产长期投资模型<sup>[18]</sup>。第一阶段农户农地流转模式选择模型为:

$$M_i = \alpha + \beta X_i + \gamma IV + \varepsilon_i$$

(1)

其中, $M_i$  是农地流转模式变量, $M_i$  取值为 1 表示通过村集体组织型农地流转转入土地的农户,取值 0 表示自发组织转入土地的农户。 $X_i$  是控制变量,包括户主特征、农户家庭特征、劳动力特征、经济作物虚拟变量和县级虚拟变量, $\varepsilon_i$  为残差项。 $\alpha$  是截距项, $\beta$  和  $\gamma$  是模型估计系数。 $IV$  是影响农户土地流转模式选择的工具变量。工具变量需满足两个条件,一是外生于农户生产投资,二是和农户土地流转模式变量相关。显然,本村和外村的农户农业生产投资行为之间没



有必然联系,可以认为工具变量外生于农户生产投资。调研发现,来自外村的转入户更倾向于通过村集体转入土地,以此来降低农地流转中的交易费用。因此,本文选择“转入户是否为外村农户”这一变量作为两阶段估计的工具变量。第二阶段农户农业生产长期投资模型为:

$$IN_i = \mu + \lambda M_i^* + \pi S_i + \sigma_i \quad (2)$$

(2)式中, $IN_i$ 表示农户农业生产长期投资,包括:(1)农户是否进行农业生产长期投资,如果 $IN_i=1$ ,表明农户进行农业生产长期投资,取值0则表示农户未进行农业生产长期投资;(2)农户农业生产长期投资数量水平的对数。模型计量估计时,农户是否进行农业生产长期投资是二元分类变量,采用 Probit 模型进行估计;农户农业生产长期投资额是限值因变量,左侧存在着删失数据,因而选择 Tobit 模型进行估计<sup>[19]</sup>。 $M_i^*$ 为第一阶段农地流转模式选择模型预测概率, $\mu$ 是截距项, $\lambda$ 和 $\pi$ 是模型估计系数。 $S_i$ 所包含的控制变量与方程(1)相同,控制变量对农户生产长期投资的影响分析如下。

(1)户主特征控制户主年龄和户主受教育程度。户主年龄对农业生产投资决策是不确定的。一般而言,年龄较大的户主耕作经验更丰富,可能更专注于农业生产,进行农业生产长期投资的概率也较大。然而,年轻户主相对于老龄户主生产投资的风险偏好更强,增加农业生产长期投资以获得更高生产利润的动机也会更大。户主受教育水平对农户生产投资决策也是不确定的,受教育水平较高的户主较容易在劳动力市场上找到工作,从事非农就业的概率更高。但也有研究表明,受教育年限较高的户主倾向于扩大农业生产规模,更具有现代化农业生产的技术和管理经验<sup>[20]</sup>,因此,农业生产长期投资的可能性也更大。

(2)农户家庭特征包含家庭中 18~60 岁的劳动力数量、土地经营面积和家庭总资产价值。家庭中 18~60 岁的劳动力具有从事农业生产的能力,预期对农业生产投资有正向影响。农地经营面积越大,农户从事专业化农业生产的可能性越高,进行农业生产长期投资的积极性越高。部分学者的研究证实了农地经营规模对农户生产长期投资的正向作用<sup>[21]</sup>。家庭总资产价值衡量农户家庭财产状况,富有的家庭抵抗风险的能力较强,预期也会增加农业生产的长期投资。

(3)劳动力特征变量,设置是否有劳动力在县内务工和是否有劳动力在县外务工两个虚拟变量。劳动力非农就业对农户农业生产同时具有劳动力损失效应和收入效应。从事非农就业的家庭可能会减少农业劳动力投入,“损失”部分农业劳动力,而非农就业会增加农户家庭收入,缓解因信贷约束和资金不足对农业生产长期投资的影响,表现为收入效应<sup>[22]</sup>。相对于县外务工的劳动力,在县内务工的农民离家较近或在家居住,有能力兼顾家庭农业生产,因此,劳动力在县内务工和县外务工预期对农户生产长期投资产生不同的影响。

(4)农地流转是否签订书面合约和农地流转合同期限。农地流转签订书面合约的转入户土地经营权更稳定,农户预期收回投资的机会更大,农业生产长期投资的积极性更高<sup>[7]</sup>。农地流转签订书面合约的农户赋值为 1,未签订书面合约的农户赋值为 0。

相比于短期合同,农地流转长期合同的规则变化较小,重新谈判的次数较少,后期履约过程中交易成本较低。长期的流转合同可以部分避免承租期内转出方机会主义行为导致的“敲竹杠”问题,为转入户经营土地提供稳定的预期,有利于转入户农业生产投资。

(5)经济作物虚拟变量和县级虚拟变量。与粮食作物相比,经济作物对优质肥料、基础设施等需要很大投资,投资回收期较长,因此,需要控制经济作物对农户生产长期投资的影响。为控制地区农业生产条件差异和农户农业生产的“习惯”特质对农业生产长期投资的影响<sup>[4]</sup>,本文以灌云县为参照系设置 3 个县级虚拟变量。

变量的定义和描述性统计见表 3。

表 3 变量定义与描述性统计

变量	定义	平均值	最小值	最大值
因变量				
是否进行农业生产长期投资	是 = 1; 否 = 0	0.35	0	1.00
农业生产长期投资额/万元	2009—2013 年间长期投资额	1.85	0	54.00
自变量				
农地流转类型虚拟变量	集体组织转入户 = 1; 农户自发转入户 = 0	0.34	0	1.00
控制变量				
户主特征				
户主年龄		53.19	26	76.00
户主受教育年限/年	户主实际受正规教育年限	7.09	0	15.00
家庭特征				
18~60 岁劳动力数量		3.13	0	9.00
农地经营面积/亩		56.60	12	700.00
家庭总资产价值/万元	生产和消费性固定资产价值	28.65	0.3	314.00
劳动力特征				
劳动力县内务工	是 = 1; 否 = 0	0.51	0	1.00
劳动力县外务工	是 = 1; 否 = 0	0.38	0	1.00
交易和生产特征				
签订书面合同	是 = 1; 否 = 0	0.41	0	1.00
流转合同期限/年		3.27	1	17.00
种植经济作物虚拟变量	是 = 1; 否 = 0	0.21	0	1.00
地区虚拟变量				
金湖县	1 = 金湖县; 0 = 其他	0.53	0	1.00
泗洪县	1 = 泗洪县; 0 = 其他	0.15	0	1.00
宝应县	1 = 宝应县; 0 = 其他	0.26	0	1.00
工具变量				
转入户是否为外村农户	是 = 1; 否 = 0	0.79	0	1.00

(二) 模型估计结果及讨论

表 4 给出了第一阶段农户农地流转模式选择模型(第 1 列)和第二阶段农户是否进行农业生产长期投资模型及农业生产长期投资额模型(第 2 和第 3 列)的估计结果。从第一阶段的回归可以看出,工具变量“转入户是否为外村农户”在 1%的显著性水平上对农地流转类型虚拟变量有正向影响,具有较好的解释力,模型相关检验也证明了工具变量的有效性。

表 4 中第二阶段农户农业生产投资模型(第 2 和第 3 列)中农地流转模式虚拟变量的估计系数均显著为正,说明通过村集体流转的农户农业生产长期投资的概率和投资额均高于自发流转的农户。通过村集体组织流转的农户长期投资的概率和投资额分别比自发流转的农户高出 40.55%和 883.67%。

其他影响因素中,受教育年限较长的户主长期投资的积极性较高,说明农地流转和规模经营过程中农户的人力资本素质改善有利于农业生产投资。农户家庭 18~60 岁劳动力数量估计系数显著为正,表明劳动力禀赋丰富的农户更有能力从事农业生产活动。表示劳动力非农就业的两个变量,只有劳动力县外务工的估计系数显著,农户家庭县外务工会使得农业生产长期投资的概率和投资额分别降低 12.78%和 352.36%。农户县外务工使其非农就业和农业生产活动无法兼顾,对农户农业生产长期投资的影响更大。农户家庭种植经济作物会增加长期投资的可

能性和投资额,原因是经济作物所需的农田基建条件要高于粮食作物,农户需要进行更多的农业生产长期投资。

表 4 农户农业生产长期投资估计结果

变量	第一阶段农地流转	第二阶段农户农业生产投资	
	模式选择	是否进行农业生产长期投资	农业生产长期投资额 log
	(1)	(2)	(3)
农地流转类型模式变量		0.4055*** (0.1340)	8.8367*** (2.9590)
户主年龄	-0.0209* (0.0126)	-0.0022 (0.0040)	-0.0611 (0.0925)
户主受教育年限	0.0099 (0.0350)	0.0261** (0.0113)	0.7026** (0.2716)
18~60 岁劳动力数量	0.0773 (0.0848)	0.0584** (0.0241)	1.5714*** (0.5657)
农地经营面积	0.0062*** (0.0015)		
家庭总资产价值	-0.0001 (0.0037)	-0.0003 (0.0009)	-0.0028 (0.0222)
是否有劳动力县内务工	-0.0195 (0.2102)	-0.0502 (0.0642)	-1.6199 (1.4584)
是否有劳动力县外务工	-0.1385 (0.2250)	-0.1278* (0.0668)	-3.5236** (1.6171)
经济作物虚拟变量	0.5581** (0.2593)	0.1548* (0.0844)	3.4500* (1.7893)
转入户是否为外村农户	1.4113*** (0.2345)		
金湖县	-1.2122*** (0.3682)	0.0470 (0.1304)	-0.5760 (2.9075)
泗洪县	-1.0038** (0.4447)	0.0205 (0.1421)	-0.1600 (3.0876)
宝应县	0.0510 (0.3975)	-0.1462 (0.1180)	-3.9815 (2.9759)
常数项	0.3187 (0.8216)	-1.3303* (0.7703)	-9.7708 (6.4264)
观察值	285	285	285
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3920	0.1514	0.0626
LR chi2	142.42***	55.96***	61.51***

注：农户是否进行与特定地块相连的长期投资的估计为 Probit 模型,报告的是均值处的边际效应 (Marginal Effect)。对农户进行与特定地块相连的长期投资额的估计为 Tobit 模型,报告的是左截取 (Left-censored) 情形下的均值处的边际效应。括号内为标准差。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计上显著。弱工具变量检验 F 统计量的值为 48.4105 远大于 10,可以拒绝“存在弱工具变量”的原假设。

(三) 模型稳健性检验

由于农地流转类型无法完全代表农地经营权稳定性和经营规模,理论上仍存在遗漏变量导致的内生性问题<sup>[23]</sup>。因此,本文在模型中控制农地流转合约稳定性和农地经营面积相关变量对农户生产长期投资的影响,估计结果见表 5。此外,调研发现种植经济作物的农户农业生产投资的可能性较大,且多数农户土地流转由村集体组织完成。因此,为了保证结果的稳健性以及避免作物类型种植差异带来的模型自选择问题,本文也估计仅保留种植粮食作物农户的计量结果 (见表 5 第 2 和第 4 列)。表 5 第 1~4 列农地流转模式虚拟变量估计结果显示,相对于表 4 中农户农业生产长期投资概率和投资水平估计结果 (40.55%和 883.67%,表 4 第 2 和第 3 列),村集体组织农地流转对农户农业生产长期投资的提升概率分别下降为 32.66%和 29.71% (表 5 第 1 和第 2 列),农户农业生产长期投资额下降为 636.53%和 828.83% (表 5 第 3 和第 4 列)。表明控制了潜在的遗漏变量及去除经济作物的农户数据后,农地流转模式虚拟变量的估计系数均有所下降,估计结果的精确度进一步提高。

表 5 农户农业生产长期投资稳健性检验

变量	农业生产长期投资		log 农业生产长期投资额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
农地流转类型虚拟变量	0.3266 ** (0.1463)	0.2971 * (0.1748)	6.3653 ** (3.1411)	8.2883 * (4.9057)
户主年龄	-0.0030 (0.0040)	0.0005 (0.0043)	-0.0846 (0.0917)	-0.0060 (0.1176)
户主受教育年限	0.0272 ** (0.0114)	0.0388 *** (0.0126)	0.7466 *** (0.2683)	1.2120 *** (0.3748)
18~60 岁劳动力数量	0.0597 ** (0.0240)	0.0799 *** (0.0253)	1.6265 *** (0.5545)	2.4608 *** (0.7553)
农地经营面积	0.0005 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0147 * (0.0083)	0.0131 (0.0111)
家庭总资产价值	-0.0002 (0.0010)	-0.0009 (0.0011)	-0.0027 (0.0221)	-0.0237 (0.0312)
是否有劳动力县内务工	-0.0537 (0.0644)	-0.0494 (0.0688)	-1.7706 (1.4323)	-1.6910 (1.8922)
是否有劳动力县外务工	-0.1337 * (0.0668)	-0.1838 ** (0.0671)	-3.7520 ** (1.5934)	-5.8897 *** (2.1375)
是否签订书面合约	0.1531 (0.0976)	0.1197 (0.1053)	4.3974 ** (2.1560)	4.7007 (2.9352)
流转合同期限	0.0150 (0.0113)	0.0120 (0.0148)	0.2549 (0.2420)	0.2946 (0.3875)
经济作物虚拟变量	0.1723 ** (0.0858)		3.9388 ** (1.7743)	
金湖县	0.0239 (0.1356)	-0.1295 (0.1758)	-1.1709 (2.9165)	-4.1111 (4.6622)
泗洪县	0.0141 (0.1446)	-0.0834 (0.1459)	-0.4308 (3.0677)	-2.6104 (4.2501)
宝应县	-0.1399 (0.1211)	-0.2176 (0.1236)	-3.5602 (2.9310)	-6.3993 (4.0206)
观察值	285	224	285	224
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1678	0.1855	0.0709	0.0864
LR chi2	62.04 ***	49.59 ***	69.72 ***	57.01 ***

注: 括号内为标准差。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计上显著。

五、结论与政策含义

农地“三权”分置改革下农户经营权从承包权中分离并流转是实现农地规模经营的重要路径,农地经营权权能是否安全直接影响转入农户对农业生产的长期投资。本文基于江苏省的农户调研数据,从分析两种农地流转模式在农地经营权稳定性和农地流转规模维度上的差异入手,研究不同农地流转类型对转入户农业生产投资的影响差异,以揭示农地经营权安全层面的差异对农业生产投资的影响。研究发现,相对于农户自发型流转,村集体组织型农地流转合约关系更稳定,合约期限更长,农地流转规模更大,更有利于实现转入户的农地经营权安全稳定及规模经营。通过村集体组织型流转获得土地的农户,其农业生产长期投资的概率和水平均显著较高。

本文的研究结论表明,农地经营权稳定性和规模化经营有利于促进农户农业生产长期投资。村集体组织型农地流转有利于提高转入户农地经营权的稳定性和土地经营规模,有利于激励农户进行农业生产的长期投资。农民自发型土地流转存在流转合同不规范且期限较短或不确定等问题,影响了转入户农地经营权的安全性,而且自发型流转决策分散、交易成本高也使得转入户难以获得规模化的土地经营权,这些都会抑制转入户农业长期性生产投资的积极性,不利于农业生产的可持续性。因此,土地流转政策和实践中,既要鼓励村集体在充分尊重农民意愿的前提下接受农户委托,做好农地流转的组织协调和服务工作,以促进农地流转的制度和规模化,稳定和提高转入户的经营权预期;也要重视农民自发型流转的合同签订与管理,县、乡政府部门应该积极为农地流转提供政策咨询、契约样本和鉴证服务,引导农民签订规范的流转合同,明确和稳定转入户农地经营预期。同时,在“三权”分置制度导向下,进一步完善和落实农地经营权权能,促进农业生产长期性投资和土地利用的可持续性。



## 参考文献:

- [1] 许庆,章元. 土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励[J]. 经济研究,2005(10):59-69.
- [2] 陈铁,孟令杰. 土地调整、地权稳定性与农户长期投资——基于江苏省调查数据的实证分析[J]. 农业经济问题,2007(10):4-11,110.
- [3] 吉登艳,马贤磊,石晓平. 土地产权安全对土地投资的影响:一个文献综述[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2014(3):52-61.
- [4] 郜亮亮,黄季焜. 不同类型流转农地与农户投资的关系分析[J]. 中国农村经济,2011(4):9-17.
- [5] Ma X, Heerink N, Van Ierland E C, et al. Land Tenure Security and Land Investments in Northwest China[J]. China Agricultural Economic Review, 2013(2):281-307.
- [6] 俞海,黄季焜,Scott Rozelle,等. 地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用[J]. 经济研究,2003(9):82-91,95.
- [7] 杨钢桥,靳艳艳,杨俊. 农地流转对不同类型农户农地投入行为的影响——基于江汉平原和太湖平原的实证分析[J]. 中国土地科学,2010(9):18-23,46.
- [8] 韩长赋. 国务院关于稳定和完善农村土地承包关系情况的报告[R]. 北京:第十二届全国人民代表大会常务委员会第十六次会议,2015.
- [9] 何欣,蒋涛,郭良燕,等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013—2015年29省的农户调查数据[J]. 管理世界,2016(6):79-89.
- [10] 张正河. 承包权流转不会一蹴而就[J]. 中国土地,2009(2):23-26.
- [11] 叶剑平,丰雷,蒋妍,等. 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[J]. 管理世界,2010,(1):64-73.
- [12] 高宏伟,靳共元. 新时期农村土地流转模式比较研究[J]. 生态经济,2012(4):91-94.
- [13] 田传浩. 农地使用权市场:模式、影响因素及其对农地配置效率的影响——理论与来自苏浙鲁地区的经验[D]. 杭州:浙江大学,2003.
- [14] 贺振华. 劳动力迁移、土地流转与农户长期投资[J]. 经济科学,2006(3):10-18.
- [15] 黄延廷. 农地规模经营中反租倒包的流转方式的必然性[J]. 管理现代化,2010(2):47-49.
- [16] Beekman G, Bulte E H. Social Norms, Tenure Security and Soil Conservation: Evidence from Burundi[J]. Agricultural Systems, 2012, 108(C):50-63.
- [17] 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.
- [18] Feng S, Heerink N, Ruben R, et al. Land Rental Market, Off-farm Employment and Agricultural Production in Southeast China[J]. China Economic Review, 2010, 21(4):598-606.
- [19] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京:高等教育出版社. 2010:215.
- [20] 陈飞,翟伟娟. 农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J]. 经济研究,2015(10):163-177.
- [21] 朱民,尉安宁,刘守英. 家庭责任制下的土地制度和土地投资[J]. 经济研究,1997(10):62-69.
- [22] Shi X, Heerink N, Futian Q U, et al. Does Off-farm Employment Contribute to Agriculture-based Environmental Pollution? New Insights from A Village-level Analysis in Jiangxi Province, China[J]. China Economic Review, 2011, 22(4):524-533.
- [23] 郜亮亮,黄季焜,Scott Rozelle,等. 中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响[J]. 经济学(季刊), 2011(4):1499-1514.
- [24] Ma X, Heerink N, Feng S, et al. Farmland Tenure in China: Comparing Legal, Actual and Perceived Security[J]. Land Use Policy, 2015, 42(42):293-306.

(责任编辑:刘浩)