2017 年第 5 期
（第 16 卷）
华南农业大学学报（社会科学版）
JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
（SOCIAL SCIENCE EDITION）

# 农业生产性投资、流转租期与效益追求方式

王全忠[1]，周　宏[2]

（1. 安庆师范大学 经济与管理学院，安徽 安庆 246133；2. 南京农业大学 经济管理学院，江苏 南京 210095）

**摘　要**：基于 2015 年湖南省水稻主产区种粮大户的调查数据，分析了耕地流转租期对种粮大户的农业生产性投资的作用机制与影响。研究结果发现：耕地经营规模显著促进种粮大户的农业生产性投资去向及投资额，而且经营规模引致的生产需求增长是种粮大户进行生产性投资的内生动力，政府配套补贴与奖励是外在推动力；流转租期对种粮大户投资行为的解释力度低于预期，原因在于投资品用途趋广以及农机横、纵向联合，引发种粮大户的身份特征正由单一的生产者向生产者与服务供应者的复合型角色转变，由此熨平种植大户的投资收益风险并降低其对流转租期的期望。后续国家农业生产性投资政策应当保持或适度缩减政府的外在投资激励程度，尽可能发挥种植大户自身投资的风险及最优投资边界的控制，以避免生产性投资存量膨胀而可能带来的不良效果。

**关键词**：农业生产投资；流转租期；生产模式；种粮大户

**中图分类号**：F323.9　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1672－0202(2017)05－0015－13

## 一、引言

如何激发农业生产性投资，一直是困扰中国农村经济社会发展的一个难题。在农业生产实践中，生产性投资对于提振农业综合生产能力、助推现代农业发展和保障粮食安全的重要意义已被多数研究所证实[1]。然而新世纪以来，由于多因素的叠加，农业生产性投资面临农户投资的总体比例不高[2]、热情不足以及低水平饱和等现实困境[3]。能否从农业生产性投资中获取有保障的经济效益是农户投资决策的重要参考依据[4]，在大多数农户家庭受到物质资本和人力资本储备限制的情况下，农户进行农业生产性投资时难以摆脱低收益、高风险的困扰，导致了农户在经济上向城市工人转型的过程中，农业投资和非农投资均明显地减少[5]。进一步地，与特定地块相连的生产性投资（如修缮农田道路或土壤改良等）具有低排他性、不可分性和不可贸易性等特征，上述特征往往意味着“覆水难收”，致使农户对转入农地进行生产性投资保持了谨慎态度[6]。如果说非农机会收益、农业低收益率以及投资门槛等外在条件约束或降低了小农户的投资行为[7－8]，那么对于当前农业规模化不断演进以及各种鼓励农地流转政策所预示的更宽松的流转环境下[9－10]，种植大户或规模农户的生产性投资现状又是如何？相比于农村综合改革前，其农业生产性投资行为是否发生了显著变化？

现有研究较多是从农业生产性投资品属性差异[11]与土地权属稳定性的视角，论述了农户投资意愿、生产经营策略[12]和资源可持续问题[13－15]，部分研究则是从农村公共品属性的角度，分析了

**收稿日期**：2017－05－07　　**DOI**：10.7671/j.issn.1672－0202.2017.05.002

**基金项目**：国家自然科学基金项目（71473121）；国家社会科学基金重大项目（13&ZD160）；江苏省高校优势学科建设工程资助项目（PAPD）

**作者简介**：王全忠（1984—），男，安徽枞阳人，安庆师范大学经济与管理学院讲师，主要研究方向为农业经济管理。E－mail：catzitt@sina.com

政府或集体与农户投资行为之间的关系[16-19]。经过对相关文献的梳理,发现仍有一些问题值得深入探究:(1)在对小农户和规模户样本异质性的控制上,多数研究将其交织于一个混合样本或者仅以农地经营规模作为控制变量而加以适当区分,对耕地规模分化下不同农户的投资行为决策的机制差异和约束范围缺乏界定;(2)随着农业生产的专业化分工不断深化,部分农业生产性投资品的用途变得多样化,这种经营组合方式的发展能否激发农户投资意愿,关于这一现象的解释则鲜有论述;(3)农村生活和生产方式的变革或进步,使得农业生产上传统的农家肥来源越发单一甚至局部消失,相关研究资料关于农户"因地权不稳定而减少与土地相关的农业投资"的结论无法拓展。鉴于此,本文试图通过对湖南省水稻主产区种粮大户的实地调查,探讨在中国农业规模经营的不断发展过程中,种粮大户或规模经营户的农业生产性投资行为及其效益追求方式,并考察土地流转租期的长短对种粮大户的生产行为转变的影响。

## 二、分析框架与研究假说

当前农户的生产性投资低迷的原因可从两方面进行阐述:一是农业生产性投资品①所具有的公共品属性,导致私人自愿供给的不足;二是从农业生产性投资品的差异性角度来看,权属②不稳定所导致的投资与收益之间的分离,进一步降低了农户的投资意愿。因此,本部分首先从公共物品私人自愿供给的视角阐述农业生产性投资不足的现象,然后在考虑农业投资品差异性的条件下,分析农户投资行为的经济收益及所引致的生产行为变化。

通常农业生产性投资物品中的灌溉沟渠、田间通行道路或沿河防洪堤坝等,及其相关公共物品的建设、管护与运营,往往需要每个村民贡献"力量",不论是出钱抑或出力。不妨以修建堤坝为例,假想一个由 $n$ 个居民组成的村庄计划修建一座沿河堤坝,每个村民自愿提供沙袋,沙袋的总供给等于所有居民的供给之和。沙袋的总供给越大,堤坝越坚固,所有居民都受益。假设第 $i$ 个村民的贡献为 $g_i$,总供给为 $G=\sum_{i=1}^{n}g_i$。假定第 $i$ 个村民的效用函数是 $u_i(x_i,G)$,其中 $x_i$ 表示私人物品的消费量。再假定 $\partial u_i/\partial x_i>0$ 与 $\partial u_i/\partial G>0$,即私人物品与公共物品之间的边际替代率是递减的。进一步,假定 $p_x$、$p_G$ 分别是私人物品的价格和沙袋的价格,$M_i$ 为第 $i$ 个村民的总预算收入。

给定上述条件,基于私人物品 $x_i$ 和公共物品 $g_i$ 的最优化一阶条件,有:

$$\frac{\partial u_i/\partial G}{\partial u_i/\partial x_i}=\frac{p_G}{p_x},i=1,2,\cdots,n \tag{1}$$

式(1)是我们在消费者选择理论中所熟悉的一般均衡条件,即每个村民选择购买公共物品就如同它是私人物品一样。由此假定其他村民的选择给定,则 $n$ 个均衡条件决定了公共物品自愿供给的纳什均衡状态:$g^*=(g_1^*,\cdots,g_i^*,\cdots,g_n^*)$,$G^*=\sum_{i=1}^{n}g_i^*$。进一步,假定社会福利函数为线性形式,给定总预算约束条件并求解帕累托最优的一阶条件,得:

$$\sum\frac{\partial u_i/\partial G}{\partial u_i/\partial x_i}=\frac{p_G}{p_x} \tag{2}$$

式(2)是存在公共物品情况下帕累托最优的萨缪尔森条件[20-21]。该式反映出尽管个人最优选择致使个人的边际替代率等于价格比率,但帕累托最优要求所有居民的边际替代率之和等于价格比

① 本文认为农村经济社会中,并非所有的农户都需要进行投资,而且这里提及的农业生产性投资,更需要明晰界定范围,如果将农户采购一把农具(如锄头等)与购置一套农机具,同等地认为或识别为进行了农业投资行为,这将使得投资行为研究与购买一般(农业)商品行为完全等价。

② 本文不考虑农村土地调整或土地所有权的稳定性对种粮大户投资行为的影响。

率。进一步，帕累托均衡条件可以重新写成下式：

$$\frac{\partial u_j/\partial G}{\partial u_j/\partial x_j} = \frac{p_G}{p_x} - \sum_{i\neq j}\frac{\partial u_i/\partial G}{\partial u_i/\partial x_i} \tag{3}$$

对比式(1)，式(3)意味着帕累托最优的公共物品供给将大于纳什均衡的公共物品供给。产生这一结果的通俗理解是，公共物品供给过程中的“搭便车”行为，致使团体中的个人选择不供给却坐享其他人的供给，这一现象尤其普遍发生于农业生产性投资中，一部分具有公共品属性的投资项目(如道路、桥梁等)上，中、小农户往往依赖于大农户或政府。

然而，式(3)中公共物品具有无差异性，无法有效解释当前中国农业发展新形势下的农户生产性投资行为。新形势下中国农业发展交织着两种特殊的趋势：一是宽松的农地流转政策促使了农业规模化的不断演进，一部分规模较大的农业经营主体(如家庭农场、种植大户等)逼近或迈过了独立投资的门槛；二是农地确权或(政府介入的)农地流转交易市场等多种流转配套政策的执行，使得农户投资与收益的权属关系不断明晰与规范。因此，本文在考虑投资品差异性的条件下，从农户投资行为的经济收益视角出发，分析经济收益与流转租期对农户投资行为差异的影响机制。

假设存在两种有差异的生产性投资品 $K_1$ 与 $K_2$，可分别看作是与特定地块相连的中长期投资和不与特定地块相连的中长期投资。在农户家庭的经济结构中，农业生产性投资不仅直接关联到农业产出或经济收益，还可影响到非农生产活动的收益(如农业技术进步带来的兼业活动等)。农户家庭的总经济收益($R$)可以表示为：

$$R_t = M_t[P_a \cdot f_t(L_{a,t}, K(K_0, K_1, K_2) \mid E) - c] + wL_{n,t} \tag{4}$$

其中，$M$、$P_a$ 和 $f(\cdot)$ 分别表示经营耕地面积、农产品单位价格和生产函数集，$c$ 表示单位生产成本，$E$ 表示农业生产的外在因素，如生产技术、涉农政策或地理环境等，$w$ 表示非农劳动工资率，$L_{a,t}$ 和 $L_{n,t}$ 分别表示第 $t$ 年农户的农业劳动时间和非农劳动时间，满足 $L_t = L_{a,t} + L_{n,t}$。进一步，资本函数表示为农业生产上的短期投资($K_0$)、与特定地块相连的中长期投资($K_1$)和不与特定地块相连的中长期投资($K_2$)的复合函数形式。对于农业生产来说，不论中长期投资行为是否发生，短期投资均伴随农作物生产的全过程，这可近似看作农业生产的固定投资；与之对应的，中长期投资可认为是可变投资。

假定在 $t$ 时刻，农户在给定地块上进行生产性投资。农业生产性投资与其他任何投资一样，在没有信贷配给约束、无收入转移的条件下，农户家庭会作出任何一个正的净现值的投资决策或行为，可以表示为：

$$PV_i = \int_1^N \alpha_i(T) \cdot V_{i,t}(K_i) e^{-rt} dt \tag{5}$$

式(5)中，$PV_i$ 和 $V_{i,t}$ 分别表示第 $i$ 种生产性投资($K_i$)的多期收益累积现值和第 $t$ 期当年收益($i = 1,2$)；$\alpha_i(T)$ 表示第 $i$ 种生产性投资关于流转租期($T$)长短的流转契约临时终止函数，约定 $\alpha$ 越小，表示承租耕地农户的流入耕地的不稳定风险越大。结合现有中长期投资 $K_1$ 与 $K_2$ 的特征，我们假定 $\alpha_2 > \alpha_1$ ①。$e^{-rt}$ 为贴现因子，$r$ 表示折现率。进一步假定当期收益 $V_{i,t}$ 满足 $[1,N]$ 上的均匀分布，并给出式(5)的简约函数形式：

$$PV_i = \alpha_i T_i \cdot NV_i/P \tag{6}$$

式(6)中，$P$ 表示一般商品价格。分解种粮大户进行投资 $K_1$ 与 $K_2$ 的收益差，有：

① 对于农地租赁方来说，农地的空间开放性导致与地块相连的中长期投资行为容易被投资人以外的其他人所发现；“口头契约”或者“简单的书面契约”的不稳定以及契约执行力度过弱，往往使得投资人在进行农地投资后面临被土地所有权人修改租期或强行收回的可能性。

$$\Delta PV = PV_2 - PV_1 = P^{-1}[\alpha_2 T \cdot N(V_2 - V_1) + (\alpha_2 - \alpha_1) T \cdot NV_1] \quad (7)$$

式(7)反映出投资行为差异下的影响因素构成,其中 $\alpha_2 T \cdot N(V_2 - V_1)$ 可看作是基于低风险水平 $\alpha_2$ 下当期投资收益差,而 $(\alpha_2 - \alpha_1)\ T \cdot NV_1$ 可认为是低收益水平 $V_1$ 下的可控风险差。同时,在不严格区分流入耕地契约年限 $T$ 的基础上,能够发现 $\partial \Delta PV / \partial T > 0$,说明流转租期越长,两种投资之间的收益差额越大,越易激励种粮大户进行投资 $K_2$。通过上述理论推演,本文仍有3个假说以待检验。

耕地经营规模扩大往往使得种植大户在生产作业范围、劳动配置和时间约束等方面的经营难度要大于传统的单个小规模农户,这在一定程度上促使种粮大户通过增加农业生产性投资的方式来协调生产运作。因此,提出假说1:

耕地经营规模对种粮大户生产性投资方向及投资额具有显著的正向影响。

耕地流转租期的长短,对于种粮大户稳定投资收益预期和降低投资贴现率具有明显影响,因此,本文提出假说2:

流入耕地租期对种粮大户生产性投资方向及投资额具有显著的正向影响。

由于劳动资源配置的竞用性,以及农村社会化服务需求的发展及保障投资收益的内在激励,种植大户的投资行为将影响到已有农业生产模式①的转变,甚至非农化倾向。因此,本文提出假说3:

种粮大户原有水稻生产模式(及预期)的变化,对种粮大户生产性投资方向及投资额具有显著的正向影响。

## 三、实证模型、指标说明及数据来源

### (一)实证模型选择与变量指标设置

为了度量耕地流转租期、生产经营方式对种粮大户农业生产性投资行为的影响程度,实证采用两步法。第一,分析流转租期与生产经营方式对种粮大户投资方向的影响;第二,分析流转租期和生产经营方式对种粮大户投资力度(具体投资额)的影响。实证模型通式如下:

$$y_i = \alpha + \sum_j \beta_j \cdot \mathrm{lz}_{ij} + \sum_k \gamma_k \cdot \mathrm{sc}_{ik} + \sum_m \delta_m \cdot \mathrm{control}_{im} + \varepsilon_i \quad (8)$$

在该模型中,$y_i$ 表示第 $i$ 个农户的投资行为②,lz 与 sc 分别表示流转情况与农业生产经营情况,核心解释变量 lz 与 sc 均采用多维度构建的方式,其中流转情况(lz)分别使用耕地规模、流转租期、亩均土地流转租金、流转土地的村属性质及流转签约类型[12]来表示,而农业生产经营情况(sc)则选择农业经营收益、种植业以外的农业生产经营收入、是否加入合作社③、稻作制度选择模式及未来3年关于稻作模式变化与增加耕地规模的意向来表示。

除以上两组核心解释变量外,影响农户进行农业生产性投资行为的因素多元而复杂,需要设置相关控制变量,用 control 表示。基于经典的经济理论和农业生产实践情况,具体的控制变量分别选取了农户家庭农业劳动力数、农业生产经营决策者的年龄、受教育程度及是否村干部或农业

① 农业生产模式具有多个视角,可从不同角度加以分析,例如耕作方式、技术选择、种植结构调整及复种指数等,本文结合湖南粮食产区的基本特征,仅选择单双季水稻即水稻种植模式这一视角。

② 被观测的是农户当年投资行为,但农户投资行为可能有提前或者推后的可能性。

③ 在入户调查过程中发现对于选择农业生产性投资的种粮大户来说,自发式地成立专业化纵向或横向的服务合作社(如农机设备的横向联合和纵向联合,其中横向联合指同类型设备的汇总,以实现更大作业半径,而纵向联合指不同类型农机设备的集聚,例如拖拉机+收割机+烘干机所组成的综合农机合作社,这通常延伸了农业产业链和服务层次),以增加农业生产活动以外的生产服务性收入,是大户普遍选择的方式之一。

生产带头人[22]。式中 $\beta_j$、$\gamma_k$ 与 $\delta_m$ 分别是各自对应解释变量的估计系数，$\varepsilon_i$ 是随机误差项。具体的变量设置和指标定义见表 1。

**表 1　模型变量与定义**

| 变量类型 | 指标 | 定义 |
|---|---|---|
| 被解释变量 | 投资方向 | 当年农户农业生产性投资的方向，0 = 无投资；1 = 购置农机具；2 = 修建库房/厂房；3 = 增施有机肥或土壤改良；4 = 修建农田基础设施 |
| | 投资额/万元 | 当年农户农业生产性投资的金额 |
| 核心解释变量 | 耕地规模/亩 | 当年农户经营的耕地（自有 + 流入）总面积 |
| | 流转租期/年 | 当年农户流入耕地的租期年限 |
| | 流转租金/（百元/亩·年） | 当年农户流入耕地的单位面积租金水平① |
| | 流转土地的村属性质 | 当年农户流入耕地的来源地，0 = 本村；1 = 外村；2 = 本村 + 外村 |
| | 流转签约类型 | 当年农户流入耕地的租期签约形式，0 = 口头协商；1 = 书面合同/协议；2 =（村镇）政府参与或信托流转 |
| | 家庭农业总收入/万元 | 当年农户家庭经营的农业净收益 |
| | 种植业以外的农业生产经营收入/万元 | 农户家庭当年除种植业以外（养殖业、服务业及非农活动等）的经济收益 |
| | 是否加入合作社 | 农户是否加入或构建相关投资品的生产合作社，0 = 否；1 = 是 |
| | 是否提供社会化服务 | 农户是否向周边其他农户提供社会化服务，0 = 否；1 = 是 |
| | 稻作制度选择模式② | 当年农户水稻种植模式，0 = 单季稻；1 = 单双兼种；2 = 双季稻 |
| | 未来 3 年稻作模式变化意向 | 未来 3 年是否有改变稻作经营模式的意向，0 = 没有；1 = 尚不清楚；2 = 有打算 |
| | 未来 3 年有增加耕地规模的意向 | 未来 3 年是否有增加耕地经营规模的意向，0 = 没有；1 = 尚不清楚；2 = 有 |
| | 投资中政府配套金额/万元 | 农户投资总金额中政府配套（奖励、实物或现金补贴）金额 |
| 控制变量 | 年龄 | 农户家庭农业生产经营决策者的年龄 |
| | 受教育程度/年 | 农户家庭农业生产经营决策者的受教育程度 |
| | 家庭劳动力数 | 农户家庭农业劳动力人数 |
| | 村干部或生产带头人 | 生产经营决策者是否是村干部或农业生产带头人，0 = 否；1 = 是 |
| | 过去 3 年家庭较大支出金额③/万元 | 过去 3 年（2012、2013 和 2014 年）农户家庭用于子女上学、婚嫁、购房购车及较大医疗支出总额 |
| | 地形特征 | 农户所在县域的耕地形态特征，0 = 洞庭湖区；1 = 山区 |

**注**：①部分流转租金是实物租金（如每亩 100 斤稻谷），本文按照当年稻谷均价约 1.5 元/斤折算为现金租金；②湖南省是中国长江流域双季稻耕作区，农户稻作制度选择的变化原因除受到水稻种植收益的变化影响外，还与劳动资源配置及农业生产模式创新相关；③农户家庭中的人情往来支出费未放入家庭收支核算中。

### （二）数据来源

本文数据源自课题组 2015 年 7 月对湖南省 4 市的农村入户调查数据。样本采集设计中，充分考虑到地区经济发展水平、地理区位和相关农业自然资源禀赋等情况，遵循了湖南省农调队给予的农村调查的抽样原则建议，具体样本采集使用（地级市）分层和（村镇）随机抽样相结合的方式进行，抽样地区共涉及益阳市的沅江市（草尾镇、共华镇）、常德市（大南湖乡、毛家滩镇）、湘潭市（梅林桥镇、中路铺镇）和娄底市（炉观镇、维山乡），每个镇随机抽取 3 ~ 4 个自然村。问卷入户访谈前对调查员统一培训，然后采用“一对一”的访谈形式，调查问卷涵盖了农户家庭人口、收入与就业等信息、土地经营与流转详情、农业生产及投资行为情况，共获取本研究的有效问卷 256 份。

## 四、种粮大户农业生产性投资的调查统计

### (一)农业生产性投资行为的统计分析

在观测样本中,种粮大户的土地经营规模均值为284.12亩,其中家庭自有与流入耕地面积均值分别为10.24亩和273.87亩,这其中耕地经营面积超千亩的大户,多数选择了户间的互助合作,通过自愿协助的途径来解决集中生产过程中的困难,如农机调配、错时种植等。种粮大户的投资去向以购置农机具为主要形式,占总样本比例的70.31%,这其中以购置拖拉机(机引农具、旋耕机)、抽水灌溉设备和收割机为主要方向。稻谷烘干设备配套所需的库房与谷物存储等需求,使得10.16%的种粮大户进行了新建库房或厂房的投资。同时,由于农村生产社会化服务的快速发展、自身机械操作技能欠缺以及自身经营规模不高等多方面原因,观测样本中有28.13%的种粮大户未进行农业生产性投资。

**表2 种粮大户农业生产性投资方向**

| 投资去向 | 比例/%(样本数) | 自付投资额均值/万元 | 政府配套金额均值/万元 |
|---|---|---|---|
| 无投资 | 28.13(72) | | |
| 购置农机具 | | | 3.042 |
| 拖拉机(机引农具) | 95.56(172) | 5.848 | |
| 插秧机 | 20.00(36) | 12.011 | |
| 收割机 | 48.89(88) | 9.379 | |
| 烘干机(厂房) | 7.78(14) | 29.257 | |
| 抽水灌溉设备 | 54.44(98) | 0.563 | |
| 其他 | 14.44(26) | 2.262 | |
| 新建库房/厂房 | 10.16(26) | 26.792 | |
| 增施有机肥或土壤改良 | 0(0) | | |
| 修建农田基础设施 | 0(0) | | |

**注**:购置农机具的180户中有22户进行了新建库房或厂房的投资,表中统计的投资额为种粮大户自付的金额,政府配套统计含实物奖励折价及补贴额;新建库房或厂房主要指种粮大户用于稻谷存储或者烘干机配套的厂房与谷仓。另外,表中仅统计了种粮大户的农业生产性投资方向与金额,未包含资本投资项目(如商业店铺、汽车等)。

然而,整个调查样本中未观测到种粮大户投资于"增施有机肥或土壤改良"与"修建农田基础设施"的行为,其中的原因主要有两方面:一是传统的农家肥培育跟不上耕地规模增加后的使用量及生产时间安排,而袋装有机肥的价格偏高,增加了种粮大户的成本压力。更为关键的是,种粮大户普遍认为使用化肥、农家肥或有机肥对保持土地肥力或农作物增产方面基本没有显著差异。二是访谈中多数种粮大户存在修建农田基础设施(如水渠、机耕路等)的意愿,但受到多种现实制约,如流出耕地的农户不允许或禁止更改地块的田埂、流转租期偏短或不稳定增加了大户的投资风险以及政府(村集体)关于修水渠或修路所表现出的模棱两可的态度等。

综合表2来看,我们发现种粮大户的生产性投资行为和与农田可分离程度由低到高的方向相一致,出于规避投资风险和减少与土地承包权人的耕地纠纷,样本观测到的种粮大户投资行为基本上与特定地块之间是完全分离的。同时,对比种粮大户的购置农机具的类别发现,其购置农机具的投资行为与生产需求之间具有较高关联,购置拖拉机(机引农具)、抽水灌溉设备与收割机依次占据了投资方向的前3位,而上述3类设备对应于农业生产的耕、种、收及灌溉环节。

### （二）种植规模与投资行为之间的关系

进一步，图 1 中种粮大户投资额与耕地经营面积之间的拟合曲线表明，两者之间呈现较强的正相关趋势，反观投资额与流转租期的散点图则发现两者之间的关系不明朗。上述两种视角综合反映出，当前种粮大户的投资行为可能与其耕地经营规模相关，而与流入耕地租期长短之间的关系较弱。换言之，种粮大户的农业生产性投资额可能更多取决于生产或种植规模扩大所带来的内生需求，而较少依赖于流入耕地相关的契约稳定程度。

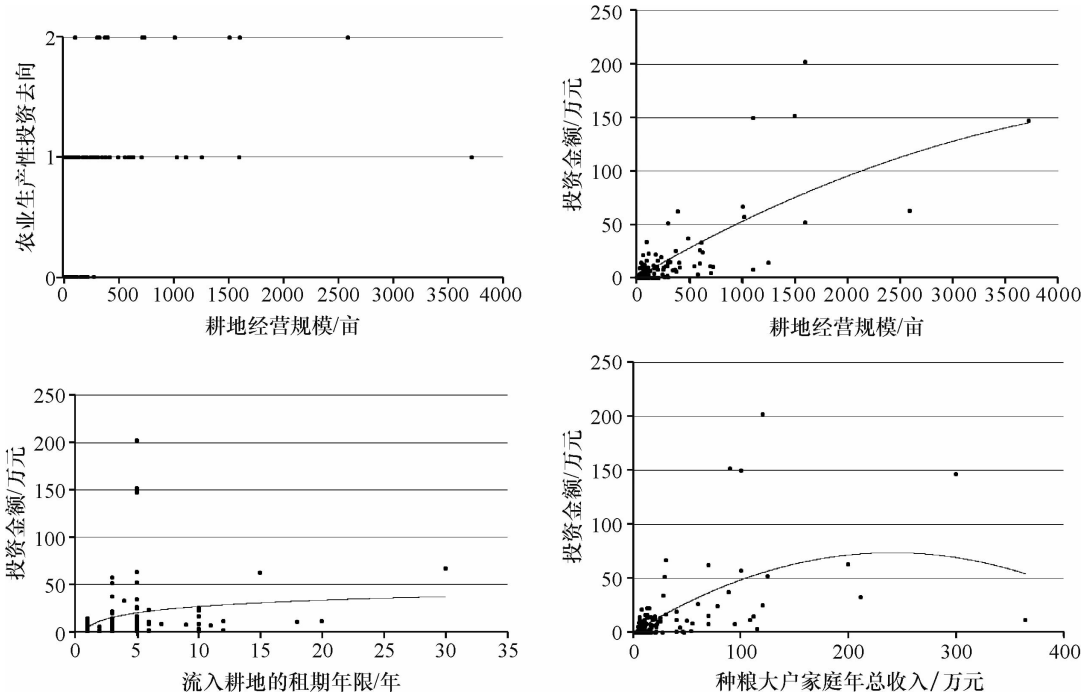



**图 1　种粮大户的生产性投资去向及投资金额的散点图**

### （三）耕地流入特征

如表 3 所示，观测样本中的种粮大户流入耕地租期年限平均达到 4.09 年，其中以 1～2 年的短期形式为主，约占 43.75%，而仅有 17.97% 的种粮大户租约年限达到 6 年及以上。值得注意的是，样本中种粮大户耕地租约的最长年限为 30 年，但其具有较大的特殊性，主要体现为该种粮大户参加了当地政府组织的流转拍卖而一次性付清 30 年耕地使用租金。通过对流入耕地的村属性质与租约年限进行交叉列联表分析，发现 1～2 年的短期租约多发生在本村范围内，租约年限在 6 年及以上的分布较为零散，未呈现明显的村属分布特征。

**表 3　种粮大户的耕地流入特征统计**

| 变量 | | 比例/% | 变量 | | 比例/% |
|---|---|---|---|---|---|
| 流入耕地的村属性质 | 本村 | 62.50 | 租约形式 | 口头协商 | 50.00 |
| | 外村 | 11.72 | | 书面合同协议 | 21.87 |
| | 本村＋外村 | 23.43 | | （村镇）政府参与或信托流转 | 28.13 |
| 未来 3 年是否有增加 | 没有 | 25.00 | 租约年限 | 1～2 年 | 43.75 |
| 耕地经营规模的意向 | 有 | 75.00 | | 3～5 年 | 38.28 |
| | | | | 6 年及以上 | 17.97 |

**注**：小部分种粮大户的流入耕地未明确年限，本文对这一部分种粮大户的租约年限暂定为 1 年。

在种粮大户的收入来源中,除了传统的农作物种植外,另外一部分收入来源依赖于养殖业(如鱼虾鳝、珍珠、蔬菜、荷藕及柑橘等)、提供服务(农机服务及修理、农资批发零售或生产经纪人)与小部分务工。那么,种粮大户的家庭收入是其农业生产性投资的必要条件吗?从图1中种粮大户的家庭收入与投资额之间的拟合曲线来看,两者之间呈现出近似"倒U型"关系,但上述问题的解答,仍有待进一步明晰。

## 五、种粮大户农业生产性投资影响机制的实证结果分析

### (一)基准模型结果

截面模型的经典假设检验得出,家庭农业劳动力数与年龄控制变量之间具有高度相关性,而且多数种粮大户的耕地经营规模超出家庭自有劳动资源配置范围后普遍伴有雇佣劳动的现象,变异性较小的家庭农业劳动力数变量的解释能力有限,故而模型估计中选择保留年龄变量。本文中种粮大户的投资去向具有多值选择特征,表4中模型(1)报告了以无投资为参照组进行的Multinomial Probit估计结果。模型(2)与(3)中被解释变量是投资额,且基于OLS的残差检验发现,模型(2)与(3)存在异方差但自相关性较小,这为使用加权最小二乘法(WLS)估计提供了条件。

**表4 模型估计结果**

| 核心解释变量 | 被解释变量:投资方向 | | 被解释变量:投资额 | |
|---|---|---|---|---|
| | 模型(1)参照组:0=无投资 | | 模型(2) | 模型(3) |
| | 1=购置农机具 | 2=修建库房/厂房 | | |
| 耕地规模 | 0.0101*(0.0060) | 0.0115*(0.0060) | 0.0298***(0.0069) | 0.0297***(0.0056) |
| 流转租期 | 0.1942(0.1655) | 0.4835**(0.2197) | 0.0055(0.5038) | 0.1714(0.5058) |
| 流转租金 | -0.0008(0.0022) | 0.0024(0.0038) | -0.0251**(0.0117) | -0.0265**(0.0116) |
| 流转土地的村属性质 | 0.3415(0.7138) | 1.7395*(0.9656) | 2.3300(2.2490) | 2.0866(2.2262) |
| 流转签约类型 | -1.2886(0.9387) | -0.9996(1.1460) | -0.3900(2.7108) | -0.4636(2.6611) |
| 家庭农业总收入 | -0.0213(0.0170) | -0.0244(0.0191) | -0.0107(0.0457) | |
| 种植业以外的农业生产经营收入 | | | | -0.0765(0.0490) |
| 是否加入合作社 | 1.9503**(0.9167) | 2.5202*(1.4482) | -0.9703(3.9976) | -0.8164(3.9541) |
| 是否提供社会化服务 | 1.5344(1.2378) | 2.2328(1.6171) | 7.4645*(4.3583) | 7.1185*(4.1984) |
| 稻作制度选择模式 | -0.0174(0.5538) | -0.9176(0.8786) | 2.3951(3.1175) | 2.3982(3.0824) |
| 未来3年稻作模式变化意向 | -0.9046(0.9719) | -0.0054(1.6060) | -2.4176(4.7917) | -2.6216(4.7369) |
| 未来3年有增加耕地规模的意向 | 0.2947(0.6291) | -1.1286(1.3456) | -3.4120(3.9059) | -3.0114(3.8578) |
| 投资中政府配套金额 | 4.9257*(2.5771) | 4.7707*(2.5779) | 1.1308***(0.3937) | 1.1414***(0.3849) |
| Log likelihood | -47.847 | | | |
| Wald $chi^2$(Prob > $chi^2$) | 28.93(0.7143) | | | |
| F值(Prob>F) | | | 12.75(0.000) | 13.17(0.000) |
| $R^2$ | | | 0.6674 | 0.6745 |

**注**:表中仅汇报了使用2SLS估计的核心解释变量的系数,未报告常数项及控制变量的估计系数;括号后的数字为标准误;*、**与***分别表示在10%、5%与1%的水平上显著。

模型结果表明,种粮大户的经营规模对其投资去向和投资金额均具有显著的正向影响,即经营规模增加将增强大户对农机具购置或修建库房/厂房的投资行为,同时也相应地增加农业生产性投资金额。流转租期对种粮大户投资去向和投资额的影响并非一致,其中仅模型(1)中显示流转租期对大户修建库房/厂房具有显著的正向影响。同时,投资中政府配套金额对种粮大户的投

资去向与投资金额均具有显著的正向影响，这反映出当前通过农机具购置补贴、规模经营及粮食生产等方面奖励（现金或实物形式）激励了种粮大户的生产性投资。

**（二）内生性问题处理**

在模型估计中，种粮大户的农业生产性投资变量可能存在内生性问题，产生内生性问题的原因有两方面：一是可能遗漏了重要解释变量，本文虽然控制了流入耕地等详细情况、农户家庭特征、生产情况及地形等变量，但仍可能会遗漏一些与农户投资行为相关的变量。二是流转租期与农业生产性投资之间可能存在联立性偏误问题，这是因为流转租期是一种信息机制，这有利于农户降低或分摊经济风险，进而增加农户生产性投资的可能性；同时，农户进行较多的生产性投资（如购置农业设备等）往往更愿意降低投资贴现率，从而促使了流入耕地的农户通过谈判、沟通或协商等形式来延长流转租期或增加流转契约的稳定程度。此外，种粮大户持有较高的投资设备容量（台数、马力等）往往需要经营者的土地租赁规模与作业半径相匹配，也在一定程度上推动了种粮大户的土地租赁规模扩大或者至少维系现有耕作规模不变。

上述变量之间的内生性问题预示着前文的模型估计结果可能是有偏的，而现阶段文献资料中解决这一问题的一个有效方法是引入工具变量。参考已有文献资料，本文选择村庄户均耕地面积①作为流转租期的工具变量[10,23]，该变量采用村级调查数据计算获取。选取这一工具变量的原因主要是在传统农业社会中，村庄户均耕地面积的大小直接决定家庭收入的丰盈程度，但随着一些地区一部分农户家庭中具有比较优势的农业剩余劳动力向城市或非农部门的转移，导致一部分家庭未种植（抛荒、闲置等）的耕地逐渐进入流转渠道（流转、代种、转租、赠予、反租倒包、入股或托管等），而且往往这一部分脱离耕地的劳动力返回农业劳作的可能性也偏低[24]，从而致使在农村熟人社会结构下，即使不签订严格的、书面的土地流转契约而保持较为弹性的契约形式，也会在一定程度上增加流入户耕地经营的时间预期。另外，村庄的户均耕地面积是村级层面数据，一般不会对农户的投资行为产生直接影响，故而满足外生性要求。

确定工具变量后，本文通过 2SLS 方法进行实证估计。在实证估计前，需要对使用工具变量法的前提条件即是否存在内生解释变量进行验证。本文针对模型（1）~（3）分别使用 Durbin-Wu-Hausman 检验②，发现内生性检验统计值在 10% 的显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设，即认为流转租期变量是内生变量[10,25]。接下来，使用相关的统计检验方法来评判工具变量的有效性。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 10% 的显著性水平上拒绝了“工具变量识别不足”的零假设。Anderson-Rubin Waid 检验发现，该检验值在 5% 的显著性水平上拒绝了“内生回归系数之和为零”的零假设，说明工具变量和内生解释变量之间具有较强的相关关系。同时，Hansen’s J 统计量的 $P$ 值达到 0.2694，不能在 10% 的显著性水平上拒绝“工具变量过度识别”的零假设，表明工具变量具有外生性。以上统计检验综合表明，本文选取的工具变量是合适的。

表 5 中模型（4）报告了被解释变量为投资方向的工具变量 Probit 模型（IV-Probit）的估计结果，模型（5）与（6）分别报告了被解释变量为投资额的两阶段最小二乘法（2SLS）的估计结果。在不确定工具变量强弱的情况下，针对小样本的数据特征，本文使用有限信息最大似然估价法（LIML）处理了模型（5）和（6）的计量式，发现 LIML 报告结果与 2SLS 所报告结果非常接近，也从侧面印证了“不存在弱工具变量”的假设。对比表 5 与表 4 的估计结果发现，使用工具变量解决内生性问题之

① 该指标来源于村镇干部报告，其中耕地主要包括水田和旱地，不包括水面/湖面及山林，而户数为 2014 年底登记在册的家庭户数。

② 模型（2）与（3）存在异方差，此时使用异方差稳健的 Durbin-Wu-Hausman 检验。

后,流转租期变量的估计系数均为正数,且显著性水平均有所提高,但尚未达到10%的显著性水平。

**(三)结论**

(1)耕地经营规模对种粮大户的农业生产性投资方向和投资金额均具有显著的正向影响,这一结果验证了假说1成立。在种粮大户经营面积不断增加的过程中,用于生产所需的劳动力资源配置超过了单个家庭的运作范围,尤其放诸于当前农村劳动力成本不断上涨的环境中,出于调度农业生产和降低劳动力雇佣成本的目标,种粮大户多数选择购买农业生产机械设备来平抑劳动力的供需矛盾,同时提高农业劳动效率[8,26]。与购置农机具的投资行为相似,本文观测到一部分种粮大户也投资于修建库房或厂房,这主要是解决水稻收割后的烘干与存储所需,实际上这种投资行为更可看作是种粮大户的经济行为,因为通过库房或仓库存储稻谷,可以避开稻谷收购高峰时的低价以实现错峰销售,甚至延长农业产业链(如稻米精加工等)来实现农产品的经济增值。

**表5 使用工具变量的2SLS估计结果**

| 核心解释变量 | 被解释变量:投资方向 | 被解释变量:投资额 | |
|---|---|---|---|
| | 模型(4):IV-Probit | 模型(5) | 模型(6) |
| 耕地规模 | 0.0077*(0.0042) | 0.0348***(0.0077) | 0.0327***(0.0059) |
| 流转租期 | 0.1947(0.2082) | 1.6399(1.3304) | 1.7955(1.3487) |
| 流转租金 | -0.0004(0.0017) | -0.0149(0.0137) | -0.0174(0.0133) |
| 流转土地的村属性质 | 0.2835(0.5141) | 2.7986(2.2108) | 2.4848(2.1790) |
| 流转签约类型 | -1.0571(0.7885) | -4.8757(4.2779) | -4.9547(4.3268) |
| 家庭农业总收入 | -0.0153(0.0122) | -0.0387(0.0491) | |
| 种植业以外的农业生产经营收入 | | | -0.1162**(0.0565) |
| 是否加入合作社 | 1.3928**(0.6632) | -0.1432(3.9291) | 0.0995(3.8965) |
| 是否提供社会化服务 | 1.1372(0.8927) | 7.5388*(4.2300) | 6.8362*(4.1709) |
| 稻作制度选择模式 | -0.0115(0.3889) | 1.9640(3.0428) | 1.9430(3.0075) |
| 未来3年稻作模式变化意向 | -0.6124(0.6990) | -2.4500(4.6503) | -2.6480(4.5902) |
| 未来3年有增加耕地规模的意向 | 0.1702(0.4549) | -4.6134(3.8968) | -3.8136(3.7894) |
| 投资中政府配套金额 | 3.2823*(1.8232) | 0.7037(0.4991) | 0.7655(0.4730) |
| Wald $chi^2$(Prob > $chi^2$) | 16.85(0.4644) | 231.60(0.000) | 240.04(0.000) |
| $R^2$ | | 0.6345 | 0.6435 |

**注**:表中仅汇报了使用2SLS估计的核心解释变量的系数,未报告常数项及控制变量的估计系数;估计系数后括号内的数值为标准误;*、**与***分别表示为10%、5%与1%的水平上显著。

(2)模型(4)~(6)较为一致地表明,流转租期对种粮大户农业生产性投资方向与投资金额影响为正,但不显著,这一结论低于我们的预期,或者说耕地流转租期并未显著地增加种粮大户的投资行为发生程度,仅部分地验证了假说2。追溯这一结论的产生原因,可能是在当前土地流转契约缺乏规范的情况下,种粮大户的投资行为往往更多地注重自身农业生产的配置约束,而较少地依赖于耕地租期的长短。但是租期对投资行为的正向影响也表明,流转租期可影响到种粮大户关于投资行为的折现率。一般来说,耕地租期越长,往往降低种粮大户的折现率,从而购置一些收益回报时间长的投资品(如大型拖拉机、烘干设备等)。

(3)流转租金对种粮大户的投资方向与投资额表现出负向影响,这主要是由于耕地流转租金的上涨,增加了种粮大户的生产成本,加之耕地租金春耕前支付的传统习惯,也加大了种粮大户的资金流动压力,从而削弱投资的积极性。

同时，我们发现“流转土地的村属性质”与“流转签约类型”对种粮大户生产性投资方向与投资额表现出相异的影响方向。这一现象说明：一是流转土地的村属性质反映出种粮大户的流入耕地由本村向外村逐步发展，种粮大户的耕地经营面积的扩张意味着种粮大户需要具备一定规模的农业投资力度；二是流转契约类型变量是一个从口头协商到逐步规范的指标，但由于对土地预期价值的不确定性，或逐步脱离村镇之间的熟人社会特征等因素，我们发现往往越是趋于规范化的合同契约，越可能趋于短期化，甚至部分地区实现一年一签或招投标，这种随行就市的策略虽然动态地反映出耕地流转市场的价格，但对于流入者来说则增加了交易成本和风险，从而不利于激励或稳定种粮大户的投资行为。

（4）是否加入合作社对种粮大户生产性投资方向具有显著的正向影响，但并不显著影响到具体投资额，这反映出与无投资农户相比，进行生产性投资的种粮大户往往较易形成合作与生产分工，从而最大程度地实现投资效益。与之相对，我们发现“是否提供社会化服务”对种粮大户生产性投资额具有显著的正向影响，这主要是由于种粮大户的生产投资品往往在满足自身生产需要的同时，出于提高设备运行率、减少空置损耗和加速折旧等考虑，将机械设备通过横、纵向联合的方式向周边小散户或其他大户提供生产性服务，以获取服务性收入。

（5）投资中政府配套金额对种粮大户投资方向具有显著正向影响，而对投资额的影响为正但不显著。这主要是由于政府对种粮大户的购置农机设备进行专项补贴或奖励，可以有效地激励种粮大户投资行为的发生，但也需要注意到，补贴金额在整个投资额中份额相对不高，仍然需要种粮大户自身支付较大份额的投资款，从而导致种粮大户多数坚持“量力而行”的准则。

（6）稻作制度选择模式对种粮大户的生产性投资方向具有负面影响，而对投资额有正面影响，假说 3 未得到完全验证。针对湖南省单双季稻作区而言，双季稻在生产时间、劳动配置与晾晒场地等方面的制约，可能激励了种粮大户进行更多的生产性投资，如购置农机具或烘干设备等。但需注意到，农业机械设备的运作往往也需要匹配一定的劳动力，在双季稻生产的“双抢”环节，劳动力雇佣成本的上涨，可能会限制农业机械设备的扩张，从而带来种粮大户缩减水稻种植面积或者进行单双搭配甚至改植单季稻的可能性。“未来 3 年稻作模式变化意向”对种粮大户生产性投资方向与投资金额都具有负向影响的估计结果也印证了这一点。

## 六、种粮大户农业生产性投资的行为机理

本文使用 2015 年湖南省水稻主产区种粮大户的调查数据，分析了流转租期对种粮大户生产性投资的作用机制与影响。研究结果发现：随着农业经营规模的扩大，致使多数种粮大户的生产性投资集中于购置农机具或配套设施（如库房等），而与土地相关的投资行为未被观测到。耕地经营规模显著促进种粮大户的农业生产性投资的去向及金额，而且经营规模引致的生产需求增长是种粮大户进行生产性投资的内生动力，政府配套补贴与奖励是外在推动力。流转租期对种粮大户投资行为的解释力度低于预期，产生这一结论的原因在于投资品用途趋广以及农机具的横、纵向联合，引致种粮大户的身份特征由单一的生产者向生产者与服务供应者的复合型角色转变，由此熨平种植大户的农业生产性投资的收益风险并降低其对流转租期的期望。

上述研究结论较好地阐述了当前种粮大户生产性投资的行为机理，种粮大户的农业生产性投资收益存在向投资品要效益（如提供专业生产社会化服务、成立合作社等）和向耕地要效益（如合理轮作、多样化种植等）这两个维度，从而有效地保证了投资收益并降低经济风险。然而，“理性的”种植大户能够通过追求效应多样化的生产经营决策来匹配农业生产性投资或农机具投资，那么当前已经执行十余年的国家农机具购置补贴政策是否需要进行相应地调整或变革？撇开现阶

段农业生产中农机具保有量是否饱和这一问题,我们认为后续国家农业生产性投资政策应当保持或适度缩减政府的外在投资激励程度,以避免生产性投资存量膨胀而可能带来的使用率降低或不良效果,尽可能发挥种植大户自身对投资风险及最优投资边界的控制。

**参考文献:**

[1]DELONGE MARIA S, MILES ALBIE, CARLISLE LIZ. Investing in the transition to sustainable agriculture[J]. Environmental Science & Policy, 2016(55): 266 - 273.

[2]刘承芳,张林秀,樊胜根. 农户农业生产性投资影响因素研究——对江苏省六个县市的实证分析[J]. 中国农村观察,2002(4):34 - 42.

[3]黎霆. 中国农户农业投资的低水平饱和现象及其成因[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2009,8(1):19 - 23.

[4]张慧清,唐萍. 农户短期农业生产性投资的特征与效益评价[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2002(3):29 - 31.

[5]朱喜,史清华,李锐. 转型时期农户的经营投资行为——以长三角15村跟踪观察农户为例[J]. 经济学(季刊),2010(2):713 - 730.

[6]孔祥智,徐珍源. 农地长期投入的影响因素实证分析——基于自有承包地与流入农地有机肥投入的比较分析[J]. 农业部管理干部学院学报,2011(1):45 - 51.

[7]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.

[8]辛翔飞,秦富. 影响农户投资行为因素的实证分析[J]. 农业经济问题,2005(10):34 - 37.

[9]郜亮亮,黄季焜,ROZELLE SCOTT,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.

[10]何安华,孔祥智. 农户土地租赁与农业投资负债率的关系——基于三省(区)农户调查数据的经验分析[J]. 中国农村经济,2014(1):14 - 24.

[11]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.

[12]钟文晶,罗必良. 契约期限是怎样确定的? ——基于资产专用性维度的实证分析[J]. 中国农村观察,2014(4):42 - 51.

[13]FRANK PLACE, KEIJIRO OTSUKA. Land tenure systems and their impacts on agricultural investments and productivity in Uganda[J]. Journal of Development Studies, 2002,38(6): 105 - 128.

[14]姚洋,农地制度与农业绩效的实证研究[J]. 中国农村观察,1998(6):1 - 10.

[15]俞海,黄季焜, ROZELLE SCOTT,等. 地权稳定性、农地流转与农地资源持续利用[J]. 经济研究,2003(9):82 - 95.

[16]BRANDT LOREN,李果,黄季焜,等. 中国的土地使用权和转移权:现状评价[J]. 经济学(季刊),2004(7):951 - 982.

[17]姜涛. 农村基础设施公共投资与农业增长——基于省际面板数据的例证[J]. 经济与管理,2012,26(7):24 - 28.

[18]GERSHON FEDER, LAU L J, LIN J Y, et al. The determination of farm investment and residential construction in post-reform China[J]. Economic Development and Cultural Change, 1990, 41(1):1 - 26.

[19]WU HARRY X, MENG XIN. Do chinese farmers reinvest in grain production? [J]. China Economic Review, 1996, 7(2): 123 - 134.

[20]SAMUELSON P. The pure theory of public expenditure[J]. Review of Economics and Statistics, 1954(36): 386 - 389.

[21]张维迎. 博弈论与信息经济学[M]. 上海:上海人民出版社,2012.

[22]李庆海,李锐. 农户投资的微观计量分析[J]. 经济科学,2012(6):103 - 115.

[23]王全忠，周宏. 稻作制度选择、种植业结构调整及农户决策独立性检验[J]. 农林经济管理学报，2016(2)：133－143.

[24]刘文勇，张悦. 农地流转中农户租约期限短期倾向的研究：悖论与解释[J]. 农村经济，2013(1)：22－25.

[25]HAU CHYI, MAO SHANGYI. The determinants of happiness of China's elderly population[J]. Journal of Happiness Studies, 2012, 13(1)：167－185.

[26]王新志. 自有还是雇佣农机服务：家庭农场的两难抉择解析——基于新兴古典经济学的视角[J]. 理论学刊，2015(2)：56－62.

# Agricultural Production Investment, Lease Transfer and Benefit Pursuit

WANG Quan-zhong[1], ZHOU Hong[2]

(1. *College of Economics and Management*, *Anqing Normal University*, *Anqing* 246133, *China*;
2. *College of Economics and Management*, *Nanjing Agricultural University*, *Nanjing* 210095, *China*)

**Abstract**: Based on survey data of rice producing areas of large grain grower in Hunan Province during year 2015, this article analyzes the influence on land lease and large grain grower's production investment. The results show that size of farmland significantly promotes the agricultural production investment direction and investment, and the important propulsion to productive investment is the increasing demand caused by scale of management, while the government subsidies supporting and incentives are the external driving forces. Cultivated land lease investment fails to explain large grain grower's behavior, due to the wide application of investment goods, also has originated from agricultural transverse and longitudinal combination of investment goods, and then triggers the identities change of the large grain grower from a single producer to the compound roles of producer and service provider. Subsequent national agricultural productive investment policy should maintain or moderate reduction degree of external investment incentives, make the risk of investment and the optimal investment boundary control, in order to avoid stock of productive investment expansion and the utilization of reducing.

**Key Words**: agricultural production investment; lease transfer; mode of production; large grain grower