

农地流转契约如何影响农业长期投资?

——基于信贷机制的条件性分析

孙艺文, 蒋远胜*, 王童

(四川农业大学 经济学院, 成都 四川 611130)

摘要: 构建农户生产决策模型, 基于2023年中国家庭金融调查数据, 考察不同农地流转契约下经营权稳定性对农业长期投资的影响及其信贷机制。研究发现: 农地流转契约形式越正式、期限越长越有利于增强农地经营权稳定性, 进而显著促进农户的农业长期投资。口头协议的投资激励效应约为书面合同的四分之一。异质性分析表明, 对于专业农户、转入面积较大及无信贷需求的农户, 该政策的促进作用更强。经营权稳定性主要通过增强农户投资信心发挥作用。信贷传导机制具有条件性: 正式且长期的流转契约能有效缓解农户的需求型信贷约束并提高正规信贷规模, 但这一机制仅在金融市场化水平较高的地区成立。

关键词: 农地流转契约; 经营权稳定性; 农业长期投资; 信贷机制; 口头协议

中图分类号: F323.9; F301.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2026)04-0013-11

How do farmland transfer contracts affect long-term agricultural investment?

—A conditional analysis based on the credit mechanism

SUN Yiwen, JIANG Yuansheng*, WANG Tong

(College of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, China)

Abstract: By constructing a household production decision-making model and utilizing data from the 2023 China Household Finance Survey (CHFS), this study examines how management stability under different farmland transfer contracts affects long-term agricultural investment and the underlying credit mechanism. The findings reveal that the more formal the farmland transfer contracts and the longer their term, the more they contribute to enhancing the stability of farmland management rights, which in turn significantly promotes farmers' long-term agricultural investment. The investment incentive effect of oral agreements is approximately one quarter of that of written contracts. Heterogeneity analysis shows that the promoting effect of this policy is stronger for specialized farm households, those with larger areas of transferred-in farmland, and farmers without credit demand. Stability of management rights promotes investment primarily by strengthening farmers' investment confidence. The credit transmission mechanism is conditional in that formal and long-term farmland transfer contracts can effectively alleviate farmers' demand-side credit constraints and enhance their access to formal credit; however, this effect is observed only in regions with higher levels of financial marketization.

Keywords: farmland transfer contracts; management security; long-term agricultural investment; credit mechanism; oral agreements

一、问题的提出

土地是农业生产不可或缺的要素, 通过流转实现农业适度规模经营对于扩大农业投资、提高农业

生产效率具有积极影响^[1]。党的十八大以来, 我国农地产权制度在坚持家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制的基础上, 深入推进“三权”分置改革, 不断强调“放活土地经营权”。2019年《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》发布, 将“引导土地规范流转, 提高土地资源利用效率”作为第二轮延包改革的基础工作, 此后连续七年的中央一号文件均提及相关内

收稿日期: 2026-02-07

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AJY011)

作者简介: 孙艺文(1997—), 女, 福建泉州人, 博士研究生, 主要研究方向为农村金融。*为通信作者。

容。到2023年底,我国农地经营权流转面积已达5.91亿亩,占家庭承包经营耕地的37.74%,相较于2015年增长了32.21%^①。然而,在农地流转中,以农户为主要流转对象的特征并未发生根本转变^②。在农地流转速度加快且经营规模逐步扩大的背景下,农户农业长期投资并未呈现同步增长趋势。2024年我国农户在农林牧渔业的固定资产投资额为2 010.1亿元,较2015年仅增长1.50%,同期农业机械总动力增速也在2.5%左右^③。当然,宏观投资增速受多重因素影响(如投资主体结构变化、农机社会化服务替代等),本文无意直接推断因果关系,但这一对比现象提出了一个值得检验的微观问题:在农地流转规模持续扩大的背景下,为何农户的农业长期投资水平仍然偏低?这背后是否与农地经营权稳定性有关?

农地经营权稳定性是学术界长期关注的核心议题。在我国农村土地所有权、承包权、经营权“三权”分置政策体系下,土地所有权高度稳定,承包权稳定性受承包期影响;经营权由于可以流转(本质上是租赁),其稳定性受流转方式、期限和政策影响较大^④。因此,我国农户面临的地权稳定性由承包权稳定性与经营权稳定性共同决定,而经营权稳定性是当下制度改革的重点,也是“十五五”时期激励农业中长期投资、推进农业现代化的关键所在^⑤。已有文献主要从农地流转的契约签订形式、流转期限等维度界定经营权稳定性^{⑥⑦},并发现稳定的经营权有利于农户开展耕地质量保护^⑧、减少化肥施用^⑨以及土地平整、土壤培肥等长期投资^⑩。

值得注意的是,在我国“差序格局”的乡土社会特征下,农地流转中存在大量以非正式制度为约束的口头协议。研究表明,当流转双方存在亲缘关系等强关系时,口头协议同样能有效约束双方行为^⑪。然而,随着农地流转市场化程度的提升,非正式制度的约束效力正在减弱。有学者发现,若将口头协议转为书面合同,农户对绿肥稻作系统的采纳率会提高32.9%^⑫。口头协议与书面合同并存,且前者仍占较高比例^⑬。因此,有必要系统比较不同契约形式(口头协议和书面合同)下经营权稳定性对农业长期投资的效应差异。

关于经营权稳定性对农业长期投资的影响机制,已有研究主要从以下两条路径展开。一是合约执行监督机制。由于流转合约的执行程度影响实际

经营权稳定性,履约环境^{⑭⑮}、社会资本^⑯及流转双方关系^⑰均能调节合约约束力。二是信贷机制。稳定的地权有利于农业经营主体缓解信贷约束、扩大信贷规模,进而促进长期投资^{⑱⑲}。在我国“三权”分置框架下,稳定的经营权是农户获取农业正规信贷的重要增信依据。现有关于信贷机制的讨论多以书面合同或较长期限的农地流转契约衡量经营权稳定性,并发现经营权稳定性能够提升农户的信贷规模^{⑳㉑}。然而,现有文献仍存在两点明显不足:第一,多数研究将经营权稳定性作为连续或有序变量处理,较少系统比较口头协议与书面合同这两种在约束机制上存在本质不同的契约形式对长期投资的差异化效应,尤其缺乏对两者效应量级(如投资激励差距)的量化比较。第二,尽管信贷机制在理论上被提出,但鲜有研究检验这一机制在非正式契约(口头协议)下是否仍然有效——口头协议下经营权稳定性虽能通过声誉约束得以维持,但缺乏正规金融机构可识别、可留痕、可追责的凭证,信贷机制能否“穿透”这类非正式契约,尚待实证检验。此外,农村金融市场化水平是否会影响上述传导路径,也缺乏讨论。

基于上述分析,本文试图回答以下问题:农地流转契约的形式与期限如何影响农业长期投资?口头协议与书面合同的投资激励效应存在多大差异?信贷机制在其中扮演何种角色,这一机制是否依赖于农村金融市场化水平?为此,本文首先构建一个包含信贷机制的农户生产决策模型,从理论上揭示经营权稳定性对农业长期投资的作用机理;然后,基于2023年中国家庭金融调查(CHFS)数据及四川农业大学委托西南财经大学中国家庭金融中心实施的“农地流转与延包、农田建设和管护”专项调查单元数据,进行实证检验。

二、理论分析与研究假说

我国农地流转市场具有鲜明的转型期特征。一方面,传统农村社会仍延续费孝通先生所提出的“差序格局”特征,农地流转往往发生于亲友、邻里之间,声誉和信任等非正式制度发挥着重要的约束作用^㉒;另一方面,我国以家庭为单位的个体农户仍占据农业经营主体地位,农地流转仍呈现诺斯所提出的“人格化交易”特征,流转契约多为口头协

议或短期流转^[20]。因此,在剖析农地流转契约对农业长期投资的影响及其信贷机制时,有必要将这种非正式制度与正式制度并存的特殊背景纳入分析框架。

新制度经济学的产权理论指出,稳定的产权可以降低经营主体未来发生损失的概率,是促进其生产性努力的关键^[21]。农地经营权稳定性可通过非正式制度和正式制度进行界定,而决定其稳定性的契约形式及契约内容等特征,往往会依据流转双方诉求适时调整^[22]。威廉姆森的交易成本理论认为,资产专用性与交易成本成正比^[23]。我国农地地理位置固定且细碎化程度高,加之农地仅能用于农业生产,生产的周期性较长(投资回收期长、不可逆特征明显),因此农地的资产专用性水平较高^[19]。在此背景下,农地流转必然存在较高的信息搜寻成本、谈判成本及缔约成本。

(一) 农地流转契约、经营权稳定性与农业长期投资

假设农户为理性经济人,是否增加农业长期投资,是其对经营权稳定性进行判断后作出的利润最大化决策。为分析农地流转契约对农业长期投资的影响,本文假设农户生产函数为柯布-道格拉斯(C-D)形式:

$$Y_i = AK_i^\alpha L_i^\beta \quad (1)$$

其中, Y_i 为农户*i*的农业生产函数; A 为全社会的农业全要素生产率; K_i 为资本投入; L_i 为经营土地规模,由农户承包土地和转入土地共同决定,即 $L_i = \bar{L}_i + L_{iR}$, $\bar{L}_i$ 为农户的承包土地, L_{iR} 为农户转入的土地; α 、 β 分别为资本和土地的产出弹性,且 α 、 $\beta \in (0,1)$ 。参考相关研究^[24,25],本文在农地经营权稳定性具有差异的条件下,构建了农户两期生产投资决策模型。其中, p 表示农户在下一期仍保有转入农地的概率。假设市场具有完全竞争性,农户生产的农作物价格标准化为1,在农业长期投资形成的资本寿命为两期且决策在期初作出条件下,利润最大化目标 π_i 可表示为:

$$\pi_i = Y_i + \frac{p}{1+r} Y_i + r \times (W + B - K) - [K + w \times L_R + (r + C_B) \times B] \quad (2)$$

其中, r 为市场利率; $(W + B - K)$ 为农户剩余资本, W 为初始财富, B 为贷款总额; w 为农地转入过程中发生的总成本; $(r + C_B)$ 为借贷过程中发

生的总成本, C_B 为借贷交易成本。农户的可投入要素受其初始财富及可获贷款总额的约束,预算约束式为:

$$K + w \times L_R \leq W + B \quad (3)$$

在农户不面临预算约束条件下,将目标函数 π 对 K 求偏导并令一阶偏导为零,可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = \left(1 + \frac{p}{1+r}\right) A\alpha \times K^{\alpha-1} L^\beta - (1+r) = 0 \quad (4)$$

在上述均衡条件下,农户的最优资本投入为:

$$K^* = \left(\frac{(1+r)+p}{(1+r)^2}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \times (A\alpha)^{\frac{1}{1-\alpha}} \times L^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (5)$$

由式(5)可知, $\frac{\partial K^*}{\partial p} > 0$,农户下期保有转入农地的概率 p 提升后,追求利润最大化的农户将增加其资本投入 K^* 。农户下期保有转入农地的概率 p 由经营权稳定性决定,而农地流转的契约形式及期限是决定经营权稳定性的重要因素。

从契约形式来看,转入合约可分为无协议、口头协议、书面合同三类。基于书面合同的农地流转存在可供第三方查阅的客观文本,权利归属、边界等内容清晰,能有效降低转出方要挟或反悔的风险,从而增强经营权稳定性。基于口头协议的农地流转主要依赖声誉、信任等非正式制度约束。在我国,此类流转通常发生于较近的社会关系中,强关系下非正式制度的约束力较强^[10],但受限于协议的正式程度不足,难以对租金、期限等关键内容进行明确界定,其提升经营权稳定性的作用相对有限。总体而言,无协议、口头协议和书面合同的正式程度依次递增,流转形式越正式,农户下期保有转入农地的概率 p 越高。

从契约期限来看,流转约定的期限越长,农户对未来经营权的预期越稳定,因此下期保有转入农地的概率 p 也越大。该过程可由图1表示:当经营权不稳定时,农业总产量线为 TP_1 ,农业长期投资水平为 K' ;当流转契约形式更正式、期限更长(即经营权稳定性提升)时,总产量线向外移动至 TP_2 ,农业长期投资水平由 K' 提升至 K^* 。

据此,本文提出以下假说:

H_{1a}: 农地流转契约形式对农业长期投资有显著正向影响。

H_{1b}: 农地流转契约期限对农业长期投资有显著正向影响。

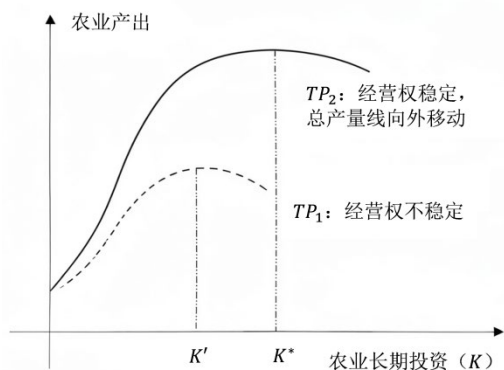


图1 不同经营权稳定性下的农业长期投资比较

(二) 经营权稳定性、信贷机制与农业长期投资

除直接激励投资外,理论上地权稳定性还可通过信贷机制发挥作用,进而促进农业长期投资^[24,25]。在我国“三权”分置的农地产权制度下,这里的地权稳定性主要是指农地经营权稳定性^③。随着“两权”抵押贷款试点的完成及农村金融的持续深化,经营权稳定性存在信贷机制的原因主要包含两类:一是抵押效应,即稳定性较高的农地可作为有效抵押物,缓解农户信贷约束^[26];二是增信依据,即稳定的经营权可通过第三方反担保等方式,提升主体获得正规信贷的规模^[27]。由此可得, $\frac{\partial K}{\partial p} = \frac{\partial K}{\partial B} \times \frac{\partial B}{\partial p}$ 且 $\frac{\partial B}{\partial p} > 0$ 。然而,上述两类渠道在我国农村金融实践中仍面临障碍,主要体现在以下方面:第一,农地流转中存在大量以非正式制度为约束的口头协议。此类契约虽能通过声誉约束和社会制裁降低违约风险,但其经营权稳定性更多体现为交易双方之间的主观预期和非正式约束,难以转化为正规金融机构可识别、可留痕、可追责的信用信号^[28]。第二,在长期流转中,“一年一付”仍是土地租金支付的主要方式,这削弱了正规金融机构的供给意愿^[29]。第三,承包权与经营权主体之间存在潜在利益冲突,在经营权抵押融资过程中,承包者通常不会给予切实支持,导致金融机构采取惜贷策略^[30]。综合来看,理论上经营权稳定性仍可通过信贷机制,进而促进农业长期投资。

受金融机构的供给意愿及惜贷策略的影响,经营权稳定性在部分地区可能难以转化为有效的信用信号,因此该机制的作用效果在不同金融供给水平的地区可能存在差异。国际经验同样表明,产权的正式化并不必然带来信贷增长和地块投资,其效果还取决于金融供给条件和配套制度安排^[15]。为此,本文将农户所处的农村金融市场环境分为两

类:农村金融市场化程度高(第I类)与市场化程度低(第II类)。在金融市场化程度更高的地区(第I类),涉农金融机构的金融服务能力更强,信用体系建设更完善。因此,随着经营权稳定性提升,金融机构开展农地抵押业务或创新农地增信机制的能力也更强,对拥有稳定流转农地的农户的信贷供给增幅更大。

据此,本文提出以下假说:

H_{2a}:农地经营权稳定性能够通过信贷机制促进农业长期投资。

H_{2b}:农地经营权稳定性通过信贷促进农业长期投资的机制,因农村金融市场化程度不同而存在差异。

三、研究设计及数据来源

(一) 模型设定

由于农业长期投资具有左截断特征,为确保估计结果的一致性与可靠性,本文采用Tobit模型进行回归分析,估计模型如下:

$$Inv_i = \alpha_0 + \alpha_1 CEV_i + \alpha Control_i + \lambda_j + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中, i 代表农户; Inv_i 为农业长期投资, CEV_i 为农地经营权稳定性,分别采用农地流转的契约形式和契约期限进行衡量; $Control_i$ 包括农户特征、家庭特征及村庄特征三类控制变量; λ_j 为地区固定效应, ε_i 代表随机误差项。

为验证农地经营权稳定性对农业长期投资影响的信贷机制,本文参考相关文献^[31],采用机制变量替换式(6)中的被解释变量,估计模型如下:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 CEV_i + \beta Control_i + \lambda_j + \varepsilon_i \quad (7)$$

在式(7)中, M_i 是机制变量,包括需求型信贷约束、供给型信贷约束及信贷规模,其余变量定义与式(6)一致。已有文献证实,缓解信贷约束、提高信贷规模能显著促进农业长期投资^[32,33]。因此,若 β_1 系数显著,则说明农地经营权稳定性能够通过信贷机制促进农业长期投资。

(二) 变量选取

被解释变量:农业长期投资。依据投资对象是否依附于特定地块,农业长期投资可分为两类:一是农业机械投资,如拖拉机、播种机等;二是农业土地投资,如水利设施建设、土壤改良等。农业机械投资虽不依附于土地,但经营权不稳定时转让会

存在较大的折价损失^[25]。因此，本文采用两类投资的总和衡量农业长期投资^④。

核心解释变量：农地流转契约。在契约形式方面，本文根据问卷中“您家转入耕地是否有土地流转合同？”将契约形式分为书面合同（赋值为2）、口头协议（赋值为1）和无任何约定（赋值为0）。在契约期限方面，本文根据问卷中“约定的转入期限是多少年？”并参考已有学者的做法^[34]，将1~3年、4~6年、7~9年和10年及以上分别赋值为1~4，未约定转入年限则赋值为0。

机制变量：参考相关研究^[35]，本文对信贷机制的检验主要采用三类变量：一是需求型信贷约束，若农户在从事农业生产时存在银行贷款需求但未提出申请，则认为该农户面临需求型信贷约束，赋

值为1，反之则为0；二是供给型信贷约束，若农户向银行申请信贷但被拒绝，则认为该农户面临供给型信贷约束，赋值为1，反之则为0；三是信贷规模，以单位土地面积获得的正规金融贷款额衡量农户的信贷规模^[36]。

控制变量：为准确判断农地经营权稳定性对农业长期投资的影响，本文借鉴已有研究^[7,10,11]，在农户层面选取了受教育年限、年龄、年龄的平方项及婚姻状况；在家庭特征层面选取房屋价值、教育消费、总收入、拥有农用地面积、是否拥有土地承包经营权证、是否获得粮食直补及是否种植经济作物；在村庄层面选取村庄区位、地形特征及村庄道路情况。

上述变量的含义和赋值如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计结果

类别	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	农业长期投资	农业机械及土地投资总和（元），取自然对数	6 407.670	26 882.160
核心解释变量	契约形式	农地流转的契约形式：0~2	1.013	0.562
	契约期限	农地流转的契约期限：0~4	0.447	1.020
机制变量	需求型信贷约束	是否面临需求型信贷约束：是=1；否=0	0.080	0.272
	供给型信贷约束	是否面临供给型信贷约束：是=1；否=0	0.067	0.251
	信贷规模	单位土地获得的金融机构贷款额（元/亩），取自然对数	206.200	682.530
控制变量	受教育程度	受教育年限（年）	1.619	0.903
	年龄	年龄（岁）	57.681	10.037
	年龄的平方	年龄的平方	3 427.721	1 161.124
	婚姻状态	是否已婚：是=1；否=0	0.934	0.249
	家庭房屋价值	房屋资产占总资产比例（%）	0.429	0.284
	家庭教育消费	教育文娱消费占总支出比例（%）	0.066	0.118
	家庭总收入	家庭的总收入（元），取自然对数	77 539.790	256 765.000
	家庭拥有农用地面积	拥有的农用地面积（亩）	8.657	13.688
	土地承包经营权	是否拥有土地承包经营权证：是=1；否=0	0.692	0.462
	粮食直补	是否获得粮食直接补贴：是=1；否=0	0.491	0.500
	经济作物	是否种植经济作物：是=1；否=0	0.545	0.498
	村庄区位	到所属县城的距离（公里）	30.754	22.361
	地形特征	是否为平原地区：是=1；否=0	0.534	0.499
	村庄道路情况	内部道路整洁程度：1~10	7.090	1.659

（三）数据来源及其描述性统计分析

本文数据来自2023年中国家庭金融调查（CHFS）的通用数据及四川农业大学委托西南财经大学中国家庭金融中心实施的“农地流转与延包、农田建设和管护”调查单元数据。CHFS数据在样本人口年龄结构、城乡人口结构等方面与国家统计局公布的数据基本一致，具有较强代表性。根据研究目的，本文进行如下处理：一是仅保留涉及农地转入的农户；二是删除关键变量缺失或存在异常值的样本。经过上述处理，本文最终得到936个涉及农地转入的农户观测值，样本覆盖全国28个省（自治区、

直辖市）、155个县（市、区）。本文在衡量农业长期投资时，使用了“农地流转与延包、农田建设和管护”单元中土地平整、水利设施建设等农地投资改造的相关数据，能够较全面地判断农户的农业长期投资水平。变量的描述性统计结果如表1所示。

从农地流转的契约形式来看，未进行任何约定的样本占比较少，契约以口头协议为主（占比为70.05%），与相关文献研究结果保持一致^[20]。对于存在协议的样本，其农业长期投资均值为6 782.58元，相较于没有任何约定的样本而言，提高了57.42%。签订书面合同的样本仅占16.83%，农业长期投资均

值为15 965.15元,是口头协议样本的3.49倍。从农地流转的契约期限来看,未约定流转期限的样本占比较大(77.80%)。约定流转期限的样本倾向于短期转入,农业长期投资均值为16 488.96元,为未约定期限样本的3.83倍,差异显著。本文将约定期限的样本分成期限为1~3年和3年及以上两类,发现流转期限超过3年样本的农业长期投资均值为18 968.08元,相较于短期转入样本提高了34.94%。

四、实证结果与讨论

(一) 农地流转契约对农业长期投资的影响

由表2结果可知,无论是否加入控制变量,农地

流转的契约形式和契约期限均对农业长期投资有显著正向影响。表2列(3)结果显示,农地流转的契约形式在1%的水平上显著促进农业长期投资,契约形式每提高1个等级,农户的农业长期投资增加76.8%, H_{1a} 得到验证。表2列(6)结果显示,农地流转的契约期限在1%的水平上显著促进农业长期投资,契约期限每增加1个等级,农户的农业长期投资增加33.7%, H_{1b} 得到验证。总体而言,基于契约形式与契约期限所界定的农地经营权稳定性显著促进了农户的农业长期投资,该结论与已有研究关于农地经营权稳定性可促进农户进行耕地生态保护等投资行为的发现基本一致^[9-11]。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
契约形式	0.929*** (0.212)	0.733*** (0.215)	0.768*** (0.214)			
契约期限				0.423*** (0.109)	0.336*** (0.105)	0.337*** (0.104)
受教育程度		-0.175 (0.223)	-0.181 (0.225)		-0.183 (0.224)	-0.183 (0.119)
年龄		0.230** (0.095)	0.233** (0.097)		0.224** (0.095)	0.221** (0.098)
年龄的平方		-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)		-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
婚姻状态		1.117** (0.540)	1.115** (0.541)		1.087** (0.539)	1.111** (0.540)
家庭房屋价值		-1.415*** (0.425)	-1.447*** (0.417)		-1.409*** (0.428)	-1.470*** (0.422)
家庭教育消费		1.306 (0.877)	1.283 (0.872)		1.364 (0.880)	1.379 (0.869)
家庭总收入		0.018 (0.038)	0.014 (0.038)		0.017 (0.038)	0.017 (0.038)
家庭拥有 农用地面积		0.001 (0.008)	0.001 (0.008)		0.003 (0.008)	0.002 (0.008)
土地承包经营权		0.756*** (0.271)	0.753*** (0.269)		0.832*** (0.268)	0.837*** (0.267)
粮食直补		0.339 (0.250)	0.284 (0.250)		0.307 (0.250)	0.276 (0.251)
经济作物		0.710** (0.280)	0.646** (0.281)		0.668** (0.277)	0.601** (0.278)
村庄区位			0.011 (0.008)			0.010 (0.007)
地形特征			1.077** (0.478)			1.003** (0.490)
村庄道路情况			0.192*** (0.070)			0.175** (0.070)
常数项	-0.042 (3.800)	-15.493* (9.119)	-24.470** (9.621)	1.638 (3.989)	-13.215 (9.289)	-20.100** (9.940)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	936	936	936	936	936	936

注:表中报告Tobit模型的边际效应系数。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为聚类稳健标准误。下同。

由于非正式制度与正式制度的约束机制存在差异,不同契约形式下农地经营权稳定性对农业长期投资的影响可能存在差异^⑤。为更好把握两类制

度对农地流转双方的约束作用,本文运用内生转换模型并构造反事实分析框架,比较真实场景与反事实情景下“无协议和口头协议”“口头协议和书面合

同”两组农户的农业长期投资均值。

表3结果表明^⑥，若农地流转中采取口头协议的农户转为不进行任何约定，其农业长期投资的反事实预测值为1.749，相较于真实场景下的2.136显著下降，平均处理效应为0.387。进一步地，本文剔除样本中未作任何约定的农户，比较采取口头协议和书面合同的农户。由表3可知，采取书面合同的农户转为采取口头协议，其农业长期投资的反事实预测值为3.318，相较于真实场景下的4.743显著下降，平

均处理效应为1.425。上述结果说明，在我国乡村社会“差序格局”的背景下，口头协议能通过非正式制度提高农地经营权稳定性，激励农户增加农业长期投资。从平均处理效应的结果来看，口头协议的投资激励效应约为书面合同的四分之一。可见，在农地流转市场化转型阶段，非正式制度虽能发挥约束作用，但其投资激励效应已明显弱于正式制度。因此，为进一步激励农业长期投资，仍应积极引导流转双方采取书面合同形式。

表3 农地流转契约的不同形式对农业长期投资的平均处理效应

变量	农地流转的契约形式			平均处理效应	t值
	无协议	口头协议	书面合同		
农业长期投资	1.749	2.136		0.387	4.195***
		3.318	4.743	1.425	5.764***

（二）内生性检验

本文实证模型可能存在内生性问题：一方面，模型可能遗漏了基层治理等影响农户农业长期投资的变量；另一方面，当农户计划增加农业长期投资时，也可能更积极地与土地转出方协商流转条款。为缓解潜在的内生性问题，本文借鉴相关文献^[25]，采用两类指标的交叉项作为工具变量。第一类是所在村庄是否开展过农地经营权抵押贷款业务。在开展过该业务的村庄，农户对农地经营权价值的认知更为清晰，倾向于选择更正式的契约形

式，然而该业务本身并不会直接影响特定农户的投资行为。第二类是同村转入农户的契约形式及契约期限的均值。由表4可知，契约形式与契约期限工具变量的系数均显著为正，F值分别为10.55和11.55，不存在明显的弱工具变量问题；Wald检验值分别为161.50和161.86，均拒绝外生性原假设，表明模型中存在内生解释变量。表4列（2）和列（4）结果显示，在对模型进行内生性处理后，农地流转的契约形式和契约期限仍对农业长期投资具有显著的正向影响，表明前文结论具有稳健性。

表4 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
契约形式		7.960* (4.142)		
村庄是否开展农地抵押贷款×同村其他农户契约形式均值	0.186*** (0.042)			
契约期限				3.930** (1.651)
村庄是否开展农地抵押贷款×同村其他农户契约期限均值			0.530*** (0.090)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	936	936	936	936
Wald Test值		161.50		161.86
F值		10.55		11.55

（三）稳健性检验

1. 替换被解释变量

农业长期投资不仅与农地经营权稳定性相关，也受土地经营规模的影响。为此，本文采用亩均长期投资替换原有被解释变量，运用Tobit模型重新估计。回归结果如表5列（1）和列（2）所示，与基准回归结论保持一致。

2. 改变核心解释变量测度方式

对于农地流转的契约形式，本文依据农户是否对流转农地进行书面或口头约定，将原有的有序变量转为虚拟变量；对于农地流转的契约期限，则采用实际约定年限替换原有的等级变量。运用Tobit模型重新估计，回归结果如表5列（3）和列（4）所示，与前文结论一致。

3. 替换模型估计方法

本文根据农户是否进行农业长期投资设置虚拟变量并采用Probit模型进行估计。回归结果如表5列(5)和列(6)所示,与基准回归结果保持一致。

4. 删除部分样本

考虑到直辖市农业经济发展的特殊性,本文剔除位于直辖市的样本,并采用Tobit模型重新估计。回归结果如表5列(7)和列(8)所示,研究结论保持稳健。

表5 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量		改变核心解释变量测度方式		替换模型估计方法		删除部分样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
契约形式	0.391*** (0.137)		0.904** (0.374)		0.114*** (0.032)		0.793*** (0.218)	
契约期限		0.156** (0.065)		0.091*** (0.025)		0.050*** (0.018)		0.342*** (0.103)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	936	936	936	936	814	814	877	877

5. 倾向得分匹配(PSM)

以农业生产为主要收入来源的农户往往更倾向于提高经营权稳定性,这种自选择效应可能导致估计结果存在选择性偏误。为缓解这一问题,本文分别以契约形式与契约期限的均值为界对样本进行分组:大于均值的赋值为1,反之则为0,并采用三种匹配方法对样本进行匹配。不同匹配方法下ATT的估计结果如表6所示,契约形式及契约期限的估计结果均保持稳健。

表6 农地流转契约(形式、期限)对农业长期投资影响的处理效应

变量	平均处理效应(ATT)		
	1:4近邻匹配	半径卡尺匹配	核匹配
契约形式	0.907* (0.482)	1.004** (0.446)	1.029** (0.431)
契约期限	1.084** (0.433)	1.110*** (0.413)	1.052*** (0.402)

(四) 异质性分析

1. 兼业状态差异

兼业农户和专业农户在农业经营方式上存在差异,农地经营权稳定性的投资效应也可能有所不同。由表7列(1)至列(4)可知,对于专业农户而

言,农地流转的契约形式在1%的水平上对农业长期投资有显著正向影响,契约期限在10%的水平上有显著正向影响。而对于兼业农户,仅有契约形式在10%的水平上有显著正向影响。可能的原因在于:兼业农户的生计方式更加多元化,对农业收入的依赖程度较低,因此经营权稳定性提升所带来的投资激励相对有限。

2. 农地流转规模差异

本文依据农户转入农地面积的中位数对样本进行分组,检验不同流转规模下经营权稳定性的投资效应差异。由表7列(5)至列(8)可知,对于农地流转面积较大的农户,契约形式每提升1个等级,农业长期投资在5%的水平上提升74.0%;契约期限每增加1个等级,农业长期投资在1%的水平上提升37.3%。对于农地流转面积较小的农户,契约形式和契约期限每提升1个等级,农业长期投资分别在5%的水平上提升59.0%和29.7%。可能原因在于:转入面积更大的农户具有更明显的规模经营优势,经营权稳定性提升后,农业长期投资带来的预期收益更高,因此其投资激励效应更为显著。

表7 异质性检验结果:兼业状态及农地流转规模

变量	兼业状态				农地流转规模			
	专业农户		兼业农户		较大		较小	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
契约形式	0.670*** (0.233)		0.603* (0.343)		0.740** (0.318)		0.590** (0.272)	
契约期限		0.212* (0.113)		0.051 (0.061)		0.373*** (0.141)		0.297** (0.120)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	685	685	251	251	510	510	426	426

3. 信贷需求差异

信贷需求不同的农户，其生产资金条件存在差异，农地经营权稳定性对农业长期投资的作用效果也可能不同。本文根据农户是否存在生产经营信贷需求对样本进行分组检验。由表8列（1）至列（4）可知，对于不存在信贷需求的农户，契约形式及契约期限均在1%的水平上对农业长期投资有显著正向影响；而对于存在信贷需求的农户，二者的影响均不显著。可能的原因在于：不存在信贷需求的农户若拥有正式或长期的农地流转契约，能够动用自有资金进行农业长期投资。而存在信贷需求的农户面临更强的资金约束，仅依赖经营权稳定性提升尚不足以突破其资金瓶颈。虽然理论上经营权稳定性可通过信贷机制促进农业长期投资，但在存在信贷需求的农户群体中，效应并不显著，这在一定程度上表明经营权稳定性的信贷机制具有条件性。

表8 异质性检验结果：信贷需求

变量	存在信贷需求		不存在信贷需求	
	(1)	(2)	(3)	(4)
契约形式	0.400 (0.514)		0.838*** (0.243)	
契约期限		0.035 (0.309)		0.439*** (0.123)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	222	222	714	714

五、机制检验

借鉴已有研究^[31]，采用机制变量替换原有回归模型的被解释变量，以检验信贷机制。为尽可能避免内生性问题对机制检验的影响，本文采用工具变量进行回归分析。由表9可知，农地流转的契约形式对农户需求型信贷约束的影响在1%的水平上显著为负，契约期限的影响在5%的水平上显著为负；而二者对供给型信贷约束的影响均不显著。该结果表

明，农地经营权稳定性提升能促使有信贷需求的农户主动申请正规金融信贷，从而降低需求型信贷约束的发生概率。但即便经营权稳定性提升，农户向银行申请贷款时，仍可能因农村金融机构对农地抵押等相关业务的审慎态度而遭到拒绝，因此供给型信贷约束并未得到显著缓解。

从信贷规模来看，表9列（5）和列（6）表明，契约形式对其影响不显著，而契约期限的影响在5%的水平上显著为正，这初步表明经营权稳定性的信贷机制具有条件性。考虑到农地流转中仍存在大量的口头协议，此类协议虽能在非正式制度的约束下提升经营权稳定性，但难以成为正规金融机构可识别、可留痕、可追责的客观凭证，信贷机制难以穿透非正式契约。为此，本文调整契约期限的衡量方式，将约定契约期限但契约形式为口头协议的样本的核心解释变量赋值为0，再次检验信贷机制。结果如表9列（7）所示，正式且长期的农地流转契约对农户信贷规模的影响仍在5%的水平上显著，但统计显著性有所增强，H_{2a}得到部分支持。

进一步地，本文根据“村庄是否拥有金融服务网点”将样本分为两组，以考察农村金融市场化水平是否会影响上述传导机制。由表9列（8）和列（9）可知，在农村金融市场化水平较高的地区，正式且长期的农地流转契约在1%的水平下显著提高农户信贷规模；而在农村金融市场化水平较低的地区，该影响不显著。这表明，仅在农村金融市场化水平较高的区域，经营权稳定性对农业长期投资影响的信贷机制才能得到有效发挥。其内在原因在于：此类地区的正规金融机构开展农地相关信贷业务的能力更强，拥有正式且长期农地流转契约的农户能够向金融机构提供可识别、可留痕的信贷评估信息，从而缓解金融机构的“惜贷”行为，由此，H_{2b}得到验证。

表9 农地流转契约（形式、期限）对农业长期投资效应的信贷机制分析

变量	需求型信贷约束		供给型信贷约束		信贷规模				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
契约形式	-1.446*** (0.365)		0.554 (0.870)		20.494 (12.726)				
契约期限		-0.700** (0.324)		-0.353 (0.401)		5.413** (2.595)	3.716** (1.600)	4.990*** (1.829)	2.288 (4.177)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	869	869	906	906	936	936	423	423	513

注：工具变量与前文保持一致。样本减少是由于Probit模型估计过程剔除了因变量在组内无差异的观测值。列（7）至（9）将约定契约期限但契约形式为口头协议的样本核心解释变量赋值为0。

六、结论及其启示

本文基于2023年中国家庭金融调查(CHFS)的通用数据及四川农业大学委托西南财经大学中国家庭金融中心实施的“农地流转与延包、农田建设和管护”调查单元数据,实证检验了农地流转契约对农业长期投资的影响及信贷机制。研究结论如下:第一,农地流转的契约形式及契约期限均能显著增加农户的农业长期投资。口头协议虽能促进农业长期投资,但其投资激励效应约为书面合同的四分之一。这表明,在农地流转市场化转型加速背景下,非正式制度的约束效力正在减弱,与正式制度的约束效力差距呈扩大趋势。第二,农地流转的契约形式及契约期限对专业农户、转入面积较大的农户及不存在信贷需求的农户的农业长期投资促进作用更为显著。异质性分析结果表明,经营权稳定性提升主要通过降低农户未来失去经营地的风险、增强其投资收益信心这一直接渠道发挥作用。第三,经营权稳定性显著缓解需求型信贷约束,但对供给型信贷约束的作用并不显著。信贷传导机制具有条件性:正式且长期的农地流转契约能有效缓解农户信贷约束并扩大信贷规模,但这一机制在农村金融市场化水平较低的地区并不显著。

上述结论对于规范农地流转和促进农业长期投资具有以下启示:

第一,在农地流转市场化转型过渡期内,应着力提高口头协议的执行力度与约束力。应发挥农村集体经济组织在农村资产管理中的重要作用,建立村级农地流转备案登记制度,对流转中的关键信息进行登记备案;也可采用第三方在场证明或鼓励农户通过微信等方式留存记录,以增强非正式契约的可追溯性与约束力。

第二,以农地流转的规范化和标准化作为最终目标。当前我国处于推动农村产权流转交易规范化建设的加速阶段,多数地区已建立农村产权交易平台,且通过平台交易能有效降低农地流转的交易成本。地方政府应积极引导农地流转进入平台开展交易;农村基层单位也可引导流转双方签订规范且长期的书面合同,并探索实物租金或定期增长租金等创新条款(如以稻谷量计价、每五年增长5%等),以缓解通胀对土地转出农户收益的侵蚀。

第三,加强农村产权交易所与涉农金融机构的

合作。通过“金融机构+流转主体+交易平台”三方委托协议的方式,以农村产权交易所提供的相关交易鉴证书为抵押融资评估基础,探索与流转期限挂钩的抵押贷款机制,适当延长抵押贷款期限以匹配农业长期投资的回报周期。

第四,进一步做好欠发达地区的普惠金融服务,提升农业生产主体的融资可获得性。应提高欠发达地区的金融服务能力,推动涉农金融机构积极开展普惠金融业务,并探索农地经营权抵押贷款或增信贷款等创新业务模式,更充分地释放农地的资产价值。

注释:

- ① 数据来源:《中国农村统计年鉴》。
- ② 数据来源:《中国农村统计年鉴》。
- ③ 2018年12月修订的《中华人民共和国土地承包法》第三章第五十三条指出:“通过招标、拍卖、公开协商等方式承包农村土地,经依法登记取得权属证书的,可以依法采取出租、入股、抵押或者其他方式流转土地经营权。”
- ④ 购买农业机械包括拖拉机、播种机、插秧机、收割机、抽水机等各种用于农业生产及农产品加工的机械;土地整治包含土地平整、修建道路、水利设施建设、改良土壤、种植防护林等农地投资改造。仅有2023年中国家庭金融调查数据包含关于土地整理项目投资的数据。
- ⑤ 我国农地流转口头合约普遍,约定流转期限人数较少且流转期限较短,本文仅判断不同契约形式对农业长期投资的影响作用。
- ⑥ 采取口头协议及未约定的主体多为小农户,为避免规模户对结果的影响,本文仅考虑经营规模30亩以下的农户。

参考文献:

- [1] 盖庆恩,李承政,张无垠,等.从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率[J].经济研究,2023,58(5):135-152.
- [2] 罗必良,米运生.承包地“二轮延包”:关于政策指南的思考[J].农业经济问题,2025(1):16-26.
- [3] 曲颂,朱铁辉,郭君平.演进中的农地“三权”分置:来自中国化时代化马克思主义土地理论的检视[J].中国农村经济,2024(5):21-39.
- [4] 陈佳敏,黄惠春.“十五五”农业农村投资关键领域与推进路径[J].南京农业大学学报(社会科学版),2026,26(2):14-27.
- [5] 许庆,饶清玲,张宽.集中流转与农地租金:效应及机理[J].中国农村经济,2024(7):35-54.
- [6] 徐志刚,崔美龄.农地产权稳定一定会增加农户农业长期投资吗?——基于合约约束力的视角[J].中国农村观察,2021(2):42-60.

- [7] 刘帅, 刘芳. 外部因素对农户耕地质量保护行为的影响——基于河南省、吉林省和内蒙古自治区的经验证据[J]. 农村经济, 2024(1): 32-44.
- [8] 邹伟, 崔益邻, 周佳宁. 农地流转的化肥减量效应——基于地权流动性与稳定性的分析[J]. 中国土地科学, 2020, 34(9): 48-57.
- [9] 李博, 王瑞梅, 卢泉. 经营权不稳定是否阻碍了农户耕地质量保护投资[J]. 农业技术经济, 2022(5): 105-116.
- [10] 吴凡夫, 李祖佩, 钟涨宝. 契约和关系视角下转入户耕地生态保护的逻辑分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2025(2): 194-206.
- [11] 李福夺, 张康洁, 刘焦南, 等. 破解流转地保护困境: 经营权稳定性对农户保护性实践的影响研究[J]. 中国土地科学, 2023, 37(7): 30-41.
- [12] 孔祥智, 李愿. 我国农地制度改革的成就、挑战与“十五五”时期的政策建议[J]. 中国人民大学学报, 2026, 40(1): 1-13.
- [13] 崔美龄, 郭阳, 徐志刚. 农地流转履约环境对规模经营发展的影响研究[J]. 中国土地科学, 2023, 37(8): 84-92.
- [14] 江激宇, 张士云, 李博伟. 社会资本、流转契约与土地长期投资[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(3): 67-75.
- [15] De la O Campos A P, Edouard F, Salvago M R. Effects of land titling on household tenure security and investments: Evidence from Nicaragua[J]. Land Use Policy, 2023, 126: 106547.
- [16] Noufé T. Impact of land tenure security through customary law on agricultural productivity in Burkina Faso: Propensity score matching approaches[J]. Land Use Policy, 2023, 134: 106907.
- [17] 米运生, 黄景怡, 薛钊杰. 农地经营权强度与农户农业贷款规模——法律、事实、感知的三维分析框架[J]. 社会科学战线, 2025(2): 98-109.
- [18] 邹伟, 崔益邻. 农地经营权稳定性对农业生产绩效的影响——基于中介效应模型的分析[J]. 中国土地科学, 2019, 33(7): 48-57.
- [19] 孙新华. 社区型农业与中国式农业现代化[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2026, 79(2): 167-179.
- [20] 马亚飞, 张轶之, 路晓蒙. “三权分置”背景下农地流转市场化发展: 新近状况、驱动机制与政策建议[J]. 农业经济问题, 2025(2): 95-110.
- [21] Alchian A A, Demsetz H. The property right paradigm[J]. The Journal of Economic History, 1973, 33(1): 16-27.
- [22] 洪名勇, 曹豪爽. 空间距离何以影响农地流转契约实施机制选择[J]. 中国农村观察, 2025(2): 69-82.
- [23] Williamson O E. Transaction cost economics the governance of contractual Relations[J]. The Journal of Law & Economics, 1979, 22(2): 233-261.
- [24] Besley T. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5): 903-937.
- [25] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 156-173.
- [26] 王家兴, 米运生, 徐俊丽. 农地经营权强度能缓解新型农业经营主体供给型信贷配给吗? ——基于fsQCA方法的路径分析[J]. 财经问题研究, 2024(9): 103-118.
- [27] 刘西川, 江如梦. 小农户抵押担保融合贷款模式创新: 机理与条件——基于3个反担保贷款案例[J]. 中国农村经济, 2023(6): 114-138.
- [28] Wang M Z, Shen H Q, Xin Z N, et al. Trust and land lease: The role of informal institutions in land market in rural China[J]. Habitat International, 2025, 164: 103521.
- [29] 马九杰, 亓浩, 吴本健, 等. 农地经营权抵押的金融供给效应分析——来自农村金融机构的证据[J]. 统计研究, 2023, 40(1): 121-133.
- [30] 邓宏图, 段昱兵, 马太超, 等. 论“不在承包权”——一个基于现实观察的政治经济学分析[J]. 管理世界, 2026, 42(3): 95-117.
- [31] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [32] 许恒周, 曹旭欣. 土地经营权抵押贷款试点政策对农业机械化的影响研究——来自中国试点县准自然实验的证据[J]. 中国土地科学, 2023, 37(5): 57-66.
- [33] 彭澎, 吴梦奇. 数字金融能力对家庭农场农业生产投资的影响研究[J]. 财贸研究, 2024, 35(12): 52-61.
- [34] 陈江华, 高娟, 肖慧, 等. 高标准农田建设对农户农地流转契约期限的影响——基于江西省1176份农户抽样调查数据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2026, 27(1): 38-45.
- [35] 张合成, 李正印. 涉农贷款发展的理论逻辑、结构性问题与实践路径[J]. 农业经济问题, 2025(3): 4-17.
- [36] 吴笑语, 蒋远胜. 社会网络、农户借贷规模与农业生产性投资——基于中国家庭金融调查数据库CHFS的经验证据[J]. 农村经济, 2020(12): 104-112.

责任编辑: 李东辉