

政治联系如何影响农地长期投资

李星光,薛文,霍学喜*

(西北农林科技大学 经济管理学院/西部农村发展研究中心,陕西 杨凌 712100)



摘要 在经济转型过程中,政府控制多种生产要素的使用和配置,影响农地长期投资收益可得性及大小,进而决定农地长期投资。鉴于此,利用 762 户农户层面的微观调查数据,实证分析政治联系对农地长期投资的影响机理。结果发现,政治联系密切有助于显著促进农地长期投资。在影响机制上,一方面政治联系密切有助于提高农地租赁契约正式化水平,促进第三方参与农地流转,改善农地产权风险预期,从而刺激农地长期投资;另一方面,政治联系密切有助于改善土地、借贷、农业补贴和农业保险等生产要素的可得性,从而刺激农地长期投资。得出在经济转型期,政治联系密切改善地权稳定性和生产要素可得性,促进农地长期投资,但政治联系密切导致生产要素使用及配置的“精英俘获”问题,造成收入分配不公及社会福利损失。提出政府应完善农地确权颁证相关工作,依法规范农地租赁契约;同时培育农村要素市场,发挥价格机制的主导作用。

关键词 农地长期投资;政治联系;地权稳定性;要素投入;农家肥投资

中图分类号:F 301.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)02-0156-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.018

如何刺激农地长期投资是大部分发展中国家普遍面临的重大挑战。现有研究主要关注地权稳定性、借贷可得性、农业保险、农业基础设施建设以及非农就业等因素对农地长期投资的影响^[1-5]。理论上,农业经营者是否从事农地长期投资取决于长期投资收益可得性及大小^[1]。其中,地权稳定性决定农地长期投资收益可得性。Bambi 等研究非洲布基纳法索地权稳定性与农地长期投资的关系后指出,清晰界定的农地产权有助于改善产权风险预期,及时收回长期投资的收益,促进农地长期投资,但地权稳定性还依赖于风俗、习惯等非正式规则,从而导致地方政府官员通过介入地权稳定性影响农地投资^[2]。与此同时,土地、资本和农业保险等要素可得性决定农地长期投资收益大小。在经济转型国家,地方政府控制生产要素可得性,Flower 研究发现,与地方政府官员的政治联系密切有助于获得规模更大且质量更好的土地^[6]。

中国处于深化改革和经济转型期,各种生产要素的配置方式正逐渐由行政命令主导向市场价格主导转变,在经济转型尚未完成的情境中,政府控制多种生产要素的使用和配置,进而影响农地长期投资收益。对农地要素使用而言,家庭联产承包责任制赋予了村集体经济组织农地所有权,这为政府干预农地使用预留充足空间,在一定程度上不利于农户农地权利完整性,造成农地产权不稳定^[7-8],从而抑制农地长期投资。在现行农地产权制度安排下,地方政府在是否发放农地承包经营权证书、是否调整农地、是否征收农地以及农地租赁契约形成过程等方面发挥关键作用,从而决定农地产权强度^[5,7]。对农业要素配置而言,地方政府既充当农地流转组织实施者和中介服务者,又充当资本要素借贷者、担保人和发放者,还充当农业保险供给者^[7,9-11]。鉴于此,本研究试图分析与地方政府的政治联系对农地长期投资的影响机理。

现有文献重点关注政治联系对社会福利的影响机制。Cheng 等研究发现,政治联系密切有助于

收稿日期:2020-05-26

基金项目:国家现代农业产业技术建设专项“中国苹果产业经济研究”(CARS-28)。

* 为通讯作者。

获得税收减免或补贴等经济收益,从而促进企业固定资产投资^[12]。在农业情境的研究中,Markussen等发现,政治联系密切不仅有助于强化事实上的产权,还有助于改善流动性约束,从而促进生产性投资^[5]。与现有文献相比,本研究在细分地权稳定性为产权界定和产权实施两个维度后,分析政治联系能否通过改善地权稳定性和生产要素可得性促进农地长期投资。

一、理论分析

理论上,地权稳定性和生产要素可得性决定农地长期投资收益可得性及大小,进而影响农地长期投资。更为重要的是,在计划经济向市场经济转型过程中,政治联系密切有助于增强农户行使农地产权的行为能力,提高法律赋权效力,影响地权稳定性和生产要素可得性,从而决定农地长期投资。Markussen等认为,政治联系主要包括三类:家庭内部成员是否拥有政府公务员身份,非直系亲属是否拥有政府公务员身份和朋友或其他非亲属是否拥有政府公务员身份。本研究重点关注非直系亲属拥有政府公务员身份对农地长期投资的影响,认为政治联系对农地长期投资的影响路径有二:一是政治联系密切有利于改善地权稳定性,从而刺激农地长期投资;二是政治联系密切有利于改善土地、生产借贷、农业补贴以及保险等要素可得性,从而促进农地长期投资。

1. 政治联系、地权稳定性与农地长期投资

本研究从产权界定和产权实施两个维度分析政治联系、地权稳定性对农地长期投资的影响。产权界定主要是指农地产权界定的清晰程度和稳定性,而产权实施主要是指农地租赁契约稳定性。在农地产权制度缺乏有效性的情境中,良好的产权实施有助于改善地权稳定性,而清晰的农地产权制度有助于降低形成稳定农地租赁契约的交易成本。

从产权界定角度,政治联系密切有助于提高农户行使农地产权的行为能力,改善农地产权稳定性,从而促进农地长期投资。理论上,农地投资回收期限普遍较长,而农地产权不稳定意味着农业经营者无法获得农地长期投资的完全剩余索取权,这类似于征收一种“随机税”,最终可能降低收回农地长期投资收益可得性预期^[13],进而抑制农地长期投资。Deininger等研究发现,稳定的农地产权有助于刺激农业经营者从事植树和施用有机肥等长期投资^[14]。类似地,中国经验证据表明,尽管农业经营收入偏低限制了地权稳定性效果,但产权越稳定越有助于刺激长期生产性投资^[15]。在现行农地产权制度安排下,政府对农地产权的干预损害了农地权利完整性,降低产权稳定性预期^[8,16]。实证研究发现,行政权力干预降低农地交易权完整性,从而抑制农地长期投资^[17-19]。值得注意的是,不完善的农地产权制度提高地方政府寻租行为及侵权行为的概率,降低农地产权强度^[5,7],而政治联系密切有助于提高农户行使农地产权的排他能力和处置能力^[20-21],从而刺激长期生产性投资。

从产权实施角度,政治联系密切有助于提高法律赋权效力,改善农地租赁契约稳定性,从而促进农地长期投资^[22-25]。现有研究认为,法律赋权实际效果依赖于村庄治理民主化,这是因为发放承包经营权证书的地权稳定性效果受村庄土地治理模式的影响^[26-28],因而村庄土地治理模式决定农地流转市场交易成本,影响农地租赁契约选择。如果农地租赁契约具有完全性,有助于实现约束条件下的次优效率^[18-19],但实践中外部环境的复杂性和不确定性造成农地租赁契约不完全,此时农地交易者面临被其他当事人“敲竹杠”的风险,损害剩余索取权安全性^[20],从而降低农地长期投资。理论上,流转期限反映契约稳定性水平^[21],影响剩余索取权安全性预期。研究表明,如果一方当事人需进行事前专用性投资,而事后面临其他当事人的机会主义行为,不利于刺激专用性投资,则资产专用性越强的生产性投资要求更长期的交易持续性^[20,22]。有研究发现,土地调整损害地权稳定性,不利于交易双方签订农地租赁契约,且租赁期限趋于短期化、非正式化,从而降低农业亩均投资^[21]。值得注意的是,实践中地方政府特别是村民委员会有能力介入农地租赁契约形成过程^[23],从而影响农地租赁契约稳定性。因此,农户政治联系密切有助于提高农地租赁契约稳定性,刺激农地长期投资。风俗、习惯等非正式规则同样决定契约稳定性^[24]。农地交易是否有担保人等第三方参与是熟人社会普遍存在的惩罚机制,而政治联系密切有助于降低搜寻担保人等第三方的成本,提高农地租赁契约稳定性,从而刺激农地长期投资。

2. 政治联系、要素投入与农地长期投资

在经济转型期,政府有能力使用和配置多种生产要素^[22],导致政治联系密切改善生产要素可得性,从而促进农地长期投资。对农地要素而言,农户参与农地租赁市场受地方政府特别是村民委员会态度、政策和制度的影响^[9,27]。有研究发现,地方政府在农地租赁市场中充当组织实施者和中介服务者,既可通过土地综合整治集中农地,又可通过建立农地流转信息平台,降低搜寻信息和订立契约的成本,改善农地要素可得性^[7],实现农业规模经营。因此,政治联系密切有助于参与农地租赁市场,扩大农地经营规模,摊薄农地长期投资成本,从而促进农地长期投资。

对资本要素而言,Markussen 等认为,在发展中国家,政府官员不仅控制正规金融机构的资本要素配置,而且改善非正规借贷可得性,这是因为农户既可直接向政府官员借贷,还可通过政府官员充当担保人或中介获得非正规借贷^[5]。因此,政治联系密切有助于改善借贷可得性,从而促进农地长期投资。以农资综合补贴、农地流转补贴和农业机械购置补贴为代表的农业补贴收入是农户转移性收入的主要来源,而地方政府有能力影响农业补贴分配^[7,10]。因此,政治联系密切有助于提高农业补贴收入,从而促进农地长期投资。对农业保险而言,农业经营者在生产过程中普遍面临自然风险,而农业保险有助于农户规避自然风险,稳定收回生产性投资收益的预期,从而促进农地长期投资。现有研究认为,农业保险存在一定的外部性^[11],导致政府介入农业保险市场的供给。因此,政治联系密切有助于提高农业保险可得性,从而促进农地长期投资。鉴于此,提出研究假设:

H₁: 在计划经济向市场经济转型的过程中,政治联系密切有助于促进农地长期投资。

H₂: 从地权稳定性角度,政治联系密切既有助于获得农地承包经营权证书,还有助于促进农地租赁契约正式化,降低搜寻担保人等第三方的成本,从而改善地权稳定性预期,刺激农地长期投资。

H₃: 从要素投入角度,政治联系密切有助于改善土地、借贷、农业补贴和农业保险等要素的可得性,从而促进农地长期投资。

二、数据来源及识别策略

1. 数据来源

本研究的数据来源于国家现代产业技术体系苹果产业经济研究室于 2017 年 11~12 月在黄土高原苹果优生区和环渤海湾苹果优生区完成的农地流转调查。依据概率与规模成比例(PPS)的抽样方法,从全国苹果生产优生区,随机选取 6 个样本县,随后每个县随机抽取 2~3 个样本乡镇,每个乡镇随机选取 2~3 个样本村庄,每个村庄随机选取 20 个左右种植户,利用面对面的调查方式,共获取有效样本户 762 户(表 1)。其中,发生农地流转的样本为 465 户。

表 1 样本数量与区域分布

样本县	陕西				山东		合计
	凤翔	富县	宝塔区	富沂源	沂水	牟平	
农户数	141	132	132	122	119	116	762

表 2 给出被解释变量、核心解释变量和控制变量的含义以及描述性统计分析。结果表明,对地权稳定性而言,从产权界定角度,76.6%的农地承包户已完成农地确权登记和颁证工作;从产权实施角度,72.0%的农地交易者约定农地租赁期限,62.8%的农地流转有担保人等第三方参与。对要素投入而言,农地流转平均规模为 4.3 亩,农业补贴收入平均为 181.9 元,而获得农业生产性借贷和农业保险的农业经营者分别占 18.2%和 27.7%。

2. 识别策略

(1) 政治联系对农地长期投资的总影响。为验证 H₁,把政治联系影响农地长期投资的基准模型设定为式(1):

$$\ln put = \alpha_0^0 + \alpha_1^0 \times P + \sum \beta_i^0 X_i + \epsilon \quad (1)$$

表 2 描述性统计分析

变量名称	指标	赋值	均值	标准差
被解释变量				
长期投资	农家肥投资	实际农家肥投资/(元/亩)	1310.818	5212.770
地权稳定性	是否获得确权证书	已获得确权证书=1;未获得确权证书=0	0.766	0.423
	契约正式化	约定农地流转期限=1;不约定农地流转期限=0	0.720	0.449
	第三方是否参与	有担保人参与=1;无担保人参与=0	0.628	0.484
要素投入	农地流转规模	实际流转规模/亩	4.256	28.808
	借贷可得性	曾获得农业生产性借贷=1;未获得农业生产性借贷=0	0.182	0.386
	农业补贴收入	实际农业补贴/元	181.890	1327.808
	农业保险可得性	获得农业保险=1;未获得农业保险=0	0.277	0.448
核心解释变量				
政治联系	非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重	与您家经常来往的非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的人数/非直系亲属人数	0.062	0.122
	直系亲属是否拥有党员等政治身份	是=1;否=0	0.425	0.495
控制变量				
户主特征	年龄	实际年龄	52.202	10.020
	受教育年限	实际受教育年数	7.280	3.324
	是否做过村干部	是=1;否=0	0.127	0.334
家庭特征	农业劳动力占比	农业劳动力数/家庭总人口数	0.570	0.234
	是否有拖拉机	是=1;否=0	0.339	0.474
	是否有施肥开沟机	是=1;否=0	0.143	0.350
社会网络	礼品礼金支出占当年总支出的比重	礼品礼金支出/总支出	0.159	0.112
土地特征	离最近乡镇距离	实际距离/千米	6.783	4.450
	土地质量	非常好=1;比较好=2;一般=3;比较差=4;非常差=5	2.135	1.355
	离最近硬化路距离	实际距离/千米	0.637	1.345
	离家距离	实际距离/千米	1.029	1.040
区域特征	山东省(参照组)	是=1;否=0	0.467	0.499
	陕西省	是=1;否=0	0.532	0.499

式(1)中, $\ln input$ 是被解释变量, 表示农家肥投资对数值, 选择农家肥投资表征农地长期投资的原因在于, 农家肥是一种典型的与特定地块相连的长期保护性投资, 且单个农户有能力承担农家肥投资的成本, 而不必依赖村庄集体行动。 P 是核心解释变量, 表示非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重, 用非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重表征政治联系的原因有四: 一是家庭内部成员拥有乡镇干部或村干部身份与农地长期投资决策可能被同时决定, 而非直系亲属对农地长期投资的影响更外生; 二是婚丧嫁娶可能造成非直系亲属人数的变化, 但在特定时期内非直系亲属人数保持相对稳定; 三是本研究对象苹果种植户主要从事高价值农产品生产, 而种植高价值农产品降低家庭成员在政府部门寻找相关工作的激励, 从而可能低估政治联系对农地投资的影响^[5]; 四是某些无法观测的变量可能同时影响非直系亲属人数和非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的人数, 而使用两者的比值有助于缓解内生性问题。为保证研究结论的稳健性, 使用直系亲属是否拥有党员等政治身份进行检验。 X_i 是控制变量, 包括户主特征、家庭特征、社会网络、土地特征和区域特征等, 且 α_1^0 和 β_i^0 是解释变量的系数。此外, α_0^0 和 ϵ 分别表示截距项和随机误差项。

(2) 政治联系、地权稳定性与农地长期投资。为验证 H_2 , 把计量经济模型设定为式(2):

$$\ln\left(\frac{O(S_j=1|X)}{1-O(S_j=1|X)}\right) = \gamma_0 + \gamma_1 \times P + \sum \mu_i X_i + \tau \quad (2)$$

式(2)中, S_j 是被解释变量, 表示是否进行农地确权颁证、农地租赁契约正式化以及第三方是否参与农地流转, 而 $O(S_j=1|X)$ 是条件概率函数, 表示控制其他变量时地权稳定性的概率。 P 是核

心解释变量,表示政治联系,且 γ_1 是其系数。 X_i 是控制变量,具体含义保持不变, μ_i 是其系数。此外, γ_0 和 τ 分别表示截距项和随机误差项。

为进一步验证 H_2 ,借鉴 Baron 等^[25]的方法建立政治联系通过改善地权稳定性影响农地长期投资的中介效应模型,具体如下:

$$\ln put = \alpha_0^1 + \alpha_1^1 \times P + \alpha_2 \times S_j + \sum \beta_i^1 X_i + \vartheta \quad (3)$$

式(1)、式(2)和式(3)可得中介效应模型, $\ln put$ 是被解释变量,表示农家肥投资。 P 和 S_j 是核心解释变量,具体含义保持不变, α_1^1 和 α_2 是其系数。 X_i 是控制变量,具体含义保持不变, β_i^1 是其系数。此外, α_0^1 和 ϑ 分别表示截距项和随机误差项。

(3)政治联系、要素投入与农地长期投资。为验证 H_3 ,把政治联系改善要素可得性从而影响农地长期投资的计量模型设定为:

$$F = \rho_0 + \rho_1 \times P + \sum \theta X + \varphi \quad (4)$$

式(4)中, F 是被解释变量,表示土地、借贷、农业补贴和农业保险等要素可得性,而考虑到农业生产借贷和农业保险可得性是二分变量,使用 logit 模型进行检验。 P 是核心解释变量,具体含义保持不变, ρ_1 是其系数。 X 是控制变量,具体含义保持不变, θ 是其系数。此外, ρ_0 和 φ 分别表示截距项和随机误差项。

三、实证结果与分析

1. 政治联系对农地长期投资的总影响

表 3 给出政治联系与农地长期投资的估计结果^①。为避免可能存在的遗漏变量问题,本研究使用逐步回归法进行检验。模型 1 的结果表明,在不控制其他变量的条件下,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于促进农家肥投资,且在 5% 的置信水平上显著。在此基础上,模型 2 引入户主特征、家庭特征和区域特征变量,结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高对农家肥投资的促进作用仍显著。考虑到政治联系对农地长期投资的影响可能是因为社会网络的作用,模型 3 引入表征社会网络的人情费支出占比变量,结果表明,人情费支出占比对农地长期投资的影响并不显著,而政治联系对农地长期投资影响的符号和显著性并未发生明显改变。模型 4 进一步引入土地特征变量,结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重每提高 1%,

表 3 政治联系与农地长期投资

$n = 762$

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重	2.431** (1.157)	2.299** (1.176)	2.274** (1.174)	2.331** (1.181)
年龄		-1.401* (0.803)	-1.456* (0.829)	-1.484* (0.827)
受教育年限		-0.277(0.193)	-0.261(0.193)	-0.258(0.197)
是否做过村干部		0.307(0.404)	0.301(0.405)	0.256(0.408)
农业劳动力占比		-1.441** (0.575)	-1.532*** (0.577)	-1.567** (0.584)
是否有拖拉机		1.043*** (0.282)	1.030*** (0.282)	0.993*** (0.286)
是否有施肥开沟机		0.476(0.422)	0.471(0.422)	0.469(0.423)
礼品礼金支出占当年总支出的比重			1.394(1.147)	1.454(1.149)
离最近乡镇距离				-0.022(0.196)
土地质量				-0.039(0.125)
离最近硬化路距离				-0.460(0.354)
离家距离				0.230(0.431)
陕西省		0.031(0.285)	-0.032(0.290)	0.004(0.304)
常数项	3.723*** (0.146)	10.128*** (3.251)	10.179*** (3.336)	10.487*** (3.404)
R^2	0.007	0.051	0.052	0.055

注:括号内为稳健标准误,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,下表同。

① 计算所有模型的方差膨胀因子(VIF),结果显示,所有模型的方差膨胀因子均小于经验值 10,故不必担心存在多重共线性。

亩均农家肥投资显著提高 10.3%，表明政治联系密切显著促进农地长期投资，这与 Markussen 等^[5]的研究结论相一致，从而验证 H₁。在上述四个模型中政治联系代理变量的大小和显著性并未发生明显变化，反映可能不存在遗漏变量，故不必继续控制其他变量。

其他变量对农地长期投资的影响符合预期。对户主特征而言，户主年龄越大显著减少农家肥投资，这可能是因为年龄越大降低农户从事农业生产的意愿。对家庭特征而言，农业劳动力占比越高显著抑制农家肥投资，可能是因为苹果主产区产业过度集中于种植业，普遍缺乏畜牧业等相关产业，而造成农家肥投资偏向于资本投入型。农户拥有拖拉机显著促进农家肥投资，可能是因为拥有拖拉机既反映农户家庭收入水平相对较高，有能力承担农家肥投资的高成本，又有助于提高农业机械化水平，便于施用农家肥。

2. 稳健性检验

考虑到上述模型仅用非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重表征政治联系，使用直系亲属是否拥有党员等政治身份变量进行稳健性检验(表 4)。模型 5 的结果表明，直系亲属拥有党员等政治身份促进农家肥投资，且在 5% 的置信水平上显著。然而，婚丧嫁娶可能造成直系亲属和非直系亲属人数的变化，且与拥有政府公务员身份的家庭联姻可能是农户自身选择的结果，从而可能导致估计偏误。因此，剔除近五年发生过婚丧嫁娶的子样本。模型 6 和模型 7 的结果分别表明，剔除婚丧嫁娶子样本后，政治联系仍显著促进农地长期投资。

还应指出的是，某些无法观测的变量(如个人能力等)可能同时影响非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重和农地长期投资，从而导致遗漏变量等内生性问题。因此，本研究使用您家是否三代人在本村内生活作为工具变量进行检验。选择该工具变量的原因在于三代人在本村内生活反映自家宗族网络较强，宗族网络越强不仅促进人力资本投资^[26]，导致家庭成员及非直系亲属的受教育水平更高，有利于在政府相关部门寻找工作，还有助于宗族成员通过选举等方式参与村庄治理，最终提高非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重。与此同时，农户自身难以改变三代人是否生活在本村，从而保证工具变量的外生性。为降低弱工具变量的影响，使用对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法(LIML)。模型 8 的结果表明，非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高越促进农家肥投资，且在 10% 的置信水平上显著。因此，政治联系密切显著促进农地长期投资的研究结论是稳健的。

表 4 稳健性检验估计结果

变量	模型 5 (全样本)	模型 6 (剔除婚丧嫁娶)	模型 7 (剔除婚丧嫁娶)	模型 8 (全样本)
拥有乡镇或村干部身份的比重		2.158* (1.327)		21.306* (11.060)
直系亲属是否拥有党员等身份	0.686** (0.268)		0.641** (0.310)	
户主特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制
社会网络	控制	控制	控制	控制
土地特征	控制	控制	控制	控制
区位特征	控制	控制	控制	控制
R ²	0.053	0.047	0.049	0.024
观测值	762	582	582	762

注:为节省篇幅,此处并未汇报控制变量和两阶段最小二乘法第一阶段的详细估计结果,下表同。工具变量(您家是否三代人在本村内生活)的系数和稳健标准误分别是 0.032 和 0.011,且在 1% 的置信水平上显著。

四、政治联系对农地长期投资的影响机制

1. 政治联系、地权稳定性与农地长期投资

为验证研究假设 2,表 5 给出政治联系、地权稳定性与农地长期投资的估计结果。从产权界定角度,模型 9 的结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于农户获得农地承包经营权证书,但效果并不显著。这主要是因为 2013 年中央 1 号文件明确要求“用 5 年时间基本完

成全国范围内的农地承包经营权登记颁证工作”,从而导致调查期限内大部分农户已获得农地承包经营权证书。因此,政治联系对农地确权颁证的促进作用并不显著。

从产权实施角度,模型 10 的结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于促进农地租赁契约正式化,且在 5% 的置信水平上显著。进一步地,模型 11 在模型 4 的基础上引入是否约定流转期限变量后发现,农地交易约定流转期限显著促进农家肥投资,而非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重对农家肥投资的影响不再显著,从而表明政治联系通过促进农地租赁契约正式化刺激农地长期投资。模型 12 的结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于促进第三方参与农地流转,且在 5% 的置信水平上显著。进一步地,模型 13 在模型 4 的基础上引入第三方参与农地流转变量后发现,第三方参与农地流转显著促进农家肥投资,而非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重对农家肥投资的影响不再显著,从而表明政治联系通过促进第三方参与农地流转刺激农地长期投资。综上,政治联系通过稳定农地产权刺激农地长期投资,从而验证 H₂。

表 5 政治联系、地权稳定性与农地长期投资

变量	是否获得确权证书	是否约定期限	农家肥投资	第三方参与	农家肥投资
	模型 9 (logit)	模型 10 (logit)	模型 11 (OLS)	模型 12 (logit)	模型 13 (OLS)
拥有乡镇或村干部身份的比重	0.805(0.758)	2.223***(1.082)	1.148(1.467)	1.965***(0.806)	1.268(1.525)
是否约定期限			0.576*(0.326)		
第三方是否参与农地流转					0.635*(0.360)
户主特征	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
社会网络	控制	控制	控制	控制	控制
土地特征	控制	控制	控制	控制	控制
区位特征	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.064	0.091		0.036	
观测值	762	465	465	465	465

2. 政治联系、要素投入与农地长期投资

表 6 为政治联系、要素投入与农地长期投资的估计结果。对土地要素而言,模型 14 的结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重每提高 1%,流转规模增加 2.729 亩,且在 1% 的置信水平上显著。对资本要素而言,模型 15 的结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于显著改善借贷可得性。与之类似,模型 16 的结果表明,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重每提高 1%,农业补贴收入显著增加 15.364 元。对农业保险而言,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于改善农业保险可得性,且在 5% 的置信水平上显著。综上,政治联系密切有助于改善土地、借贷、农业补贴和农业保险等要素的可得性,从而促进农地长期投资,从而验证 H₃。

表 6 政治联系、要素投入与农地长期投资

n=762

变量	农地流转规模	是否获得借贷	农业补贴收入	是否获得农业保险
	模型 14 (OLS)	模型 15 (logit)	模型 16 (OLS)	模型 17 (logit)
拥有乡镇或村干部身份的比重	1.004*** (0.274)	4.150*** (0.713)	2.732*** (0.762)	1.615** (0.700)
户主特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制
社会网络	控制	控制	控制	控制
土地特征	控制	控制	控制	控制
区位特征	控制	控制	控制	控制
R ²	0.304		0.175	

五、结论与政策建议

本文利用762户专业化苹果种植户的调查数据,分析政治联系对农地长期投资的影响机理。结果表明,在经济转型过程中,政治联系密切有助于促进农地长期投资,改善土地质量。非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重每提高1%,亩均农家肥投资显著提高10.3%。为保证研究结论的稳健性,用直系亲属是否拥有党员等政治身份表征政治联系后发现,直系亲属拥有党员等政治身份显著促进农家肥投资。考虑到婚丧嫁娶可能造成直系亲属和非直系亲属人数的变化,且与拥有政府公务员身份的家庭联姻可能是农户自身选择的结果,本研究剔除近五年发生过婚丧嫁娶的子样本后发现,政治联系仍显著促进农家肥投资。此外,工具变量的估计结果也表明上述研究结论是稳健的。

在影响机制上,政治联系密切不仅有助于提高地权稳定性,而且有助于改善生产要素可得性,从而促进农地长期投资。对地权稳定性而言,从产权界定角度,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高有助于获得农地承包经营权证书,但效果并不显著,主要是因为调查期限内大部分农户已获得农地承包经营权证书。从产权实施角度,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高越有助于显著提高农地租赁契约正式化水平,促进第三方参与农地流转,且流转期限和第三方参与农地流转是政治联系促进农地长期投资的中介变量。对生产要素可得性而言,非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重每提高1%,农地流转规模显著增加2.729亩,而农业补贴收入显著增加15.364元,且非直系亲属中拥有乡镇干部或村干部身份的比重越高越有助于显著改善生产借贷和农业保险可得性。

在经济转型期,政治联系密切有助于改善地权稳定性和生产要素可得性,从而促进农地长期投资。但政治联系反映政府官员使用和配置生产要素的歧视性偏好,并不是所有农户平等地利用政治联系,从而导致生产要素使用及配置的“精英俘获”问题,最终造成收入分配不公及社会福利损失。为此提出建议:一是完善农地确权颁证后续工作,依法规范农地租赁契约。理论上,地权稳定性包含产权界定和产权实施两个维度,且两者相互促进,互为补充。一方面,产权界定要求明晰农地产权结构和权属关系,确定土地面积及“四至”;另一方面,产权实施要求规范化的农地租赁契约,稳定农地产权交易秩序。在农地产权制度缺乏有效性的条件下,规范化的农地租赁契约有助于降低农地产权风险预期,而清晰的农地产权制度有助于降低签订稳定农地租赁契约的交易成本。二是培育农村要素市场,发挥价格机制的主导作用。资源配置方式主要包括行政命令和市场价格,而市场价格配置资源的交易成本相对较低,有助于减少寻租行为,进而改善全社会生产要素的配置效率,提高社会整体福利水平。

参 考 文 献

- [1] 李星光,刘军弟,霍学喜.新一轮农地确权对农户生计策略选择的影响——以苹果种植户为例[J].资源科学,2019,41(10):1923-1934.
- [2] BAMBIO Y, AGHA S B. Land tenure security and investment: does strengthen of land right really matter in rural Burkina Faso? [J]. World development, 2018(111): 130-147.
- [3] BINSWANGER H P, KHANDKER S R, ROSENZWEIG M R. How infrastructure and financial institutions affect agricultural output and investment in India [J]. Journal of development economics, 1993, 41(2): 337-366.
- [4] CARTER M, OLINTO P. Getting institutions ‘right’ for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment [J]. American journal of agricultural economics, 2003, 85(1): 173-186.
- [5] MARKUSSEN T, TARP F. Political connections and land-related investment in rural Vietnam [J]. Journal of development economics, 2014(110): 291-302.
- [6] FLOWER B C R. Does informal tenure result in land inequality? A critique of tenure formalization reforms in Cambodia [J]. Land use policy, 2018(77): 240-248.
- [7] 王雪琪,曹铁毅,邹伟.地方政府干预农地流转对生产效率的影响——基于水稻种植户的分析[J].中国人口·资源与环境,2018(9):133-141.

- [8] PETER H. 谁是中国土地的拥有者? ——制度变迁、产权和社会冲突[M]. 林韵然, 译. 北京: 社会科学文献出版社, 2008.
- [9] 张桂颖, 吕东辉. 乡村社会嵌入与农户农地流转行为——基于吉林省 936 户农户调查数据的实证[J]. 农业技术经济, 2017(8): 57-66.
- [10] 黄季焜, 王晓兵, 智华勇, 等. 粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响[J]. 农业技术经济, 2011(1): 4-12.
- [11] 孙香玉, 钟甫宁. 福利损失、收入分配与强制保险——不同农业保险参与方式的实证研究[J]. 管理世界, 2009(5): 80-88.
- [12] CHENG L, CHENG H, ZHUANG Z Y. Political connections, corporate innovation and entrepreneurship: evidence from the China Employer-Employee Survey(CEES)[J]. China economic review, 2018, <http://doi.org/10.1016/j.chieco.2018.12.002>.
- [13] 仇焕广, 刘乐, 李登旺, 等. 经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国 4 省地块层面调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2017(7): 30-43.
- [14] DEININGER K, AYALEW ALI D. Do overlapping land rights reduce agricultural investment? Evidence from Uganda[R]. World bank policy research working paper 4310, 2007.
- [15] 金松青, K DEININGER. 中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义[J]. 经济学(季刊), 2004(3): 1003-1028.
- [16] 郜亮亮, 黄季焜, 冀县卿. 村级流转管制对农地流转的影响及其变迁[J]. 中国农村经济, 2014(12): 18-29.
- [17] LUNDUKA R W. Land rental markets investment and productivity under customary land tenure system in Malawi[D]. Norwegian: Norwegian University, 2009.
- [18] 孙小龙, 郜亮亮, 郭沛. 村级产权干预对农户农地转出行为的影响——基于鲁豫湘川四省的调查[J]. 农业经济问题(月刊), 2018(4): 1-10.
- [19] 俞海, 黄季焜, ROZELLE S, 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.
- [20] 聂辉华. 契约理论的起源、发展和分歧[J]. 经济社会体制比较, 2017(1): 1-13.
- [21] 田传浩, 方丽. 土地调整与农地租赁市场: 基于数量和质量的双重视角[J]. 经济研究, 2013(2): 110-121.
- [22] 黄少卿. 经济转轨中的合同执行[M]. 上海: 上海远东出版社, 2012.
- [23] 李星光, 刘军弟, 霍学喜. 农地流转中的正式、非正式契约选择[J]. 干旱区资源与环境, 2018(1): 8-13.
- [24] VAN GELDER J L. What tenure security? The case for a tripartite view[J]. Land use policy, 2010, 27(2): 449-456.
- [25] BARON R M, D A KENNY. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [26] 丁从明, 邵敏敏, 梁甄桥. 宗族对农村人力资本投资的影响分析[J]. 中国农村经济, 2018(2): 95-108.
- [27] 刘一明, 罗必良, 郑燕丽. 产权认知、行为能力与农地流转签约行为——基于全国 890 个农户的抽样调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2013, 107(5): 23-28.
- [28] 仇童伟, 李宁. 国家赋权、村庄民主与土地产权的社会认同——基于农户的土地产权合法性、合理性和合意性认同[J]. 公共管理学报, 2016, 13(3): 71-88.

(责任编辑: 陈万红)