

【土地问题】

土地股份合作对农村劳动力非农转移的影响 研究:理论框架与作用路径

——基于安徽省 4 市农户调研数据的实证分析

唐焱, 韩欢, 吴群

(南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘 要: 论文利用安徽省 4 市 19 个村庄调研数据, 运用 DID 模型验证土地股份合作对农村劳动力非农转移的促进作用的总效应, 同时, 运用 Logit 模型及多元回归模型检验其作用路径。研究显示: 加入土地股份合作社对农户家庭劳动力转移率和劳均转移时间皆具有正向显著的影响; 土地股份合作通过提升流转环节的农地产权强度和产权安全、释放束缚于农业上的劳动力资源和促进农户家庭收入增加等, 促进了农村劳动力的非农转移, 并延长了农村劳动力非农转移的时间。因此, 为了稳定农村劳动力的非农转移, 应在有条件的地方积极推进土地股份合作; 同时, 明晰土地股份合作社的收益分配办法和入股农户在合作社的收益权, 提高入股农户对农地产权安全性感知, 确保入股农户获得不断增加的稳定的入股收益。

关键词: 土地股份合作; 农村劳动力; 非农转移; 总效应; 作用路径

中图分类号: F301.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-7465(2021)04-0117-13

一、问题的提出

我国农村劳动力非农转移始于 20 世纪 80 年代, 农民工总量一直持续增长。截至 2019 年底, 全国农民工总量达到 29077 万人, 比上年增加 241 万人, 增长 0.8%^①, 城市化率从 1990 年的 26.44% 持续上升到 2019 年的 60.60%。尽管如此, 有关国际比较研究显示, 我国农业劳动力比重与世界农业发达国家相比, 仍然偏高, 农业劳动力比重继续下降是我国迈向高收入国家行列不容回避的任务^[1]。

多年来, 学术界分别从农户行为决策^[2-5]、农户家庭资源禀赋^[6]以及政策、制度层面^[7-10]对我国农村劳动力非农转移问题进行了广泛而深入的研究。随着户籍制度的进一步放宽, 尤其是农村土地制度改革不断推进, 人们更加关注农村土地制度改革与农村劳动力非农转移之间的关系。土地股份合作是家庭联产承包责任制下土地使用制度的一种创新安排: 一方面, 它通过对入股土地进行集中统一规划和经营, 使农地在空间上聚集, 从而实现较大的农地规模经营, 提高农地生产效率; 另一方面, 在土地股份合作的制度安排下, 农地的土地使用权、收益权较为充分, 转让权较为自由, 农地产权得到充分的界定、实施^[11], 从而实现真正的“三权分置”, 利于产

收稿日期: 2020-12-22

基金项目: 国家自然科学基金项目“农地流转、农民社会保障与农业转移人口迁移——作用机制与政策调控”(71573132); 国家社会科学基金重大项目“农民获得更多土地财产权益的体制机制创新研究”(17DA076)

作者简介: 唐焱, 女, 南京农业大学公共管理学院教授; 吴群(通信作者), 男, 南京农业大学公共管理学院教授。

① 国家统计局:《2019 年农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

权对象化^[12]。土地股份合作对农村劳动力非农转移的影响是本文要探讨的关键问题。

在农地流转与农村劳动力非农转移的关系上,比较一致的观点是农地流转与农村劳动力非农转移是相互影响、相互促进的。越来越多的农民将农地流转出去而选择外出务工,农地流转克服了地块细碎化经营的缺陷,逐步实现了农业产业化和规模化,进而推动农村劳动力非农转移^[13]。目前,由于农地流转市场中农地价格未充分显化、农地流转不规范、农村社会保障不健全及农地产权模糊等原因,导致农户参与土地流转的积极性不高,农村劳动力非农转移后仍保留了大部分土地^[14-15]。也有研究强调,农村大量的劳动力从事非农产业,不但没有通过流转促进土地规模经营,反而造成了相当一部分农耕土地的闲置和荒废,造成了原本短缺的土地资源的极大浪费^[16]。在土地产权与农村劳动力非农转移的关系上,有学者研究认为,提高产权安全程度可以促进农村劳动力非农转移^[17]。农地调整诱发的产权不稳定可能会抑制农村劳动力的非农转移,但是农户的响应行为能够使农地调整的作用机制发生重要转变。在劳动力流动增强的背景下,农地调整会促进劳动力的非农转移^[18]。农地确权在提高农地经营权稳定性的同时,降低了失地风险,理性的农村劳动力可以通过参与非农就业来提高家庭收入,以规避因农地确权固化了农地细碎化而导致的农业生产成本提高,因而可以激励农村劳动力非农转移^[19]。在土地股份合作与农村劳动力非农转移的关系上,人们普遍认为农村劳动力非农转移促进了土地股份合作的形成。随着城市化的快速发展及非农工资率的上升,大量青壮年劳动力长期外出务工经商,农业生产主体弱化,农地抛荒现象普遍。同时,转移到二三产业的农民基于生存理性的考虑,并不愿放弃承包土地经营权,基于土地规模经营和产权安全的考虑,激发了农村土地股份合作的出现^[20-21]。也有学者基于定性的研究,认为土地股份合作的施行对于具有非农收入、不愿种地的农民而言,他们可以放心地离土离乡,从事非农就业,而不必担心得不到保障^[22],承包地入股合作社之后,劳动力得以实现人力资源的自由配置,从而实现价值最大化。

国外的相关研究表明,土地流转制度和土地产权制度改革对农村劳动力转移有积极的促进作用。Alain de Janvry 等^[23]对墨西哥的两次土地改革的研究显示,将农业劳动力与土地产权紧密联系在一起的制度安排明显约束农村劳动力非农迁移,并对农村经济产生负面影响,而通过土地确权并赋予土地产权的可流转性,可以促进农村劳动力非农迁移,导致土地规模扩大,尤其是生产力水平较高的区域,农地规模扩大明显。Eugenia Chernina 等^[24]认为土地流动性是引起移民的一个重要的潜在因素,他们通过对俄罗斯 1906 年斯托利平的土地所有权改革进行研究,认为所有权改革提高了土地流动性,并通过缓解金融约束和降低机会成本促进了移民。

如何认识土地股份合作与农村劳动力非农转移的关系,国内相关研究成果为本研究提供了基础,但多是从单一角度、定性层面阐述两者的关系,在考察土地股份合作对农村劳动力非农转移的作用、影响机理和作用路径等方面,尚缺乏系统的理论和定量分析。国外研究也为本研究提供了有益的启发和可供借鉴的研究视角。本文试图构建土地股份合作对劳动力非农转移的影响的理论分析框架,并利用安徽省的实地调研数据,借助 DID 模型研究土地股份合作对农村劳动力非农转移的影响,运用 Logit 模型及多元回归模型,检验土地股份合作对农村劳动力非农转移的作用路径,从定性与定量两个方面展开研究,提出相应的对策与建议。

二、理论分析与研究假说

农村劳动力非农转移是农村劳动力资源在城乡间实现重新配置的结果。在家庭农业生产比较利益低下和现行农地制度约束下,农户一方面期望通过劳动力非农就业获得较高的工资性收入,实现个人或家庭的自我发展;另一方面不愿轻易放弃土地权益,仍然想保留农地作为退路。土地股份合作可以提高农地产权强度和产权安全,提高农户收入水平,改善农户收入结构,

并稳定农户收益预期,降低土地对农民的束缚,从而对农村劳动力非农转移发挥积极作用。

(一) 土地股份合作、农地产权强度、产权安全对农村劳动力非农转移的影响

Alchian^[25]指出,产权的强度,由实施它的可能性与成本来衡量,这些又依赖于政府、非正规的社会行动以及通行的伦理与道德规范。罗必良^[26]认为产权强度是政府的国家法律赋权、社会认同与产权主体行为能力的函数。产权安全是多维度的,包括制度上、感知上和事实上的产权安全,既包含获得产权过程中的产权安全,也包含产权实现、产权流转过程中的产权安全。

在我国农村土地产权法律法规不断完善和农地确权的背景下,土地股份合作对农户农地产权强化和产权安全保障是通过土地股份合作的运作机制实现的,主要体现在两个方面:一是,土地股份合作增强了社会对农户收益权的社会认同。产权的社会认同体现了产权的合理性,是人们对产权形成的社会共同认可,对产权的保护和实施具有重要意义。土地股份合作社有完善的运作机制,它通过制定合作社章程、管理制度,成立理事会、监事会及社员代表大会,负责合作社日常管理、监督、重大决策等工作,通过与入股农户签订正式入股合同,并发放股权证书(股权证书即为领取租金或分红的依据),以此明确入股农户的权责。土地股份合作社在运作投资层面,从合理性、规范性和道义性方面提高社会对农户收益权的社会认同,取代了在乡土社会中由乡规民约形成的农户土地收益权的认知,保护了农户的土地收益权,减少了农地流转中收益分配的纠纷,提高了农户农地产权强度,降低了流转的交易费用。二是,土地股份合作提高了农户对农地产权的行为能力空间。产权经济学区分了两个重要概念:产权赋权和产权行使。产权的行使体现了产权主体对产权的行为能力^[26]。目前土地股份合作社的经营管理以出租及自主经营两种方式为主。就出租方式而言,土地股份合作社主要起中介组织的作用,代表农民将入股土地租赁给专业种养大户、农业龙头企业等规模生产经营主体。自主经营则是指由合作社对入股土地统一种植、统一管理、统一经营。可见,无论是内股外租型的土地股份合作社,还是自主经营型的土地股份合作社,土地入股农户以土地经营权置换土地要素收入,实现了无劳动和资金投入的土地财产权收益^[27],同时可以避免抛荒,降低因抛荒而被集体收回承包地的风险,从而增强农地产权强度。土地股份合作社则形成农地经营权的集中机制,形成农户经营控制权由分散表达转移为集中表达^[28],缓解农地产权零碎、农地规模细碎的不经济,通过实行规模经营,拓宽了农户农地产权的行为能力空间,更好地体现了农户土地的事实产权,提高了农户农地产权强度和产权安全。农地产权越强化,越有可能促进农村劳动力非农转移,并且促进作用明显^[29]。因此,土地股份合作可以增强农地产权的社会认同,提高农户农地产权强度和产权安全,拓宽农户产权行为能力空间和资源配置权利,促进农村劳动力非农转移。由此,提出假说1:

H1:土地股份合作通过提高产权强度和产权安全促进农村劳动力非农转移。

(二) 土地股份合作、农户家庭收入水平、农户收益预期对农村劳动力非农转移的影响

目前农地流转成为一种普遍现象,然而在现实中,农户农地流转更倾向于在亲戚友邻之间进行。这种农地流转包含了地缘、亲缘等人情关系,具有典型的乡土社会“交易”的特点。基于对“人情”的信任,农地转出户在获得农地产权与农地质量安全的同时,放弃了部分租金的索取权。如罗必良课题组2012年在广东省珠三角、粤东、粤西与粤北地区调研的数据显示,农户将土地流转给亲友邻居时愿意接受的流转价格平均为553.42元/亩,而流转给生产大户和龙头企业时愿意接受的价格分别为1158.89元/亩和3304.55元/亩^[28]。土地股份合作是农地流转的一种方式,在以出租方式经营管理的土地股份合作社中,农户收入包括从规模生产经营主体获得的固定租金,以及从合作社获得的股东分红,这是农户获得的土地财产性收入。自主经营的股份合作社,入股农户年终以股权证书作为分红依据,按股份分红,分红包括保底分红和浮动分红。同时,入股农户拥有优先在合作社或企业务工的权利。自主经营模式下,农户的收入包括土地财产性收入和工资性收入。因此,土地股份合作通过签订规范入股合同,发放股权证,明确

收入分配方式和分配水平,可以有效避免人情交易造成的租金耗散损失,提高农户单位农地面积上的收入水平;同时,农户收入也由单纯的农业经营性收入或单一的土地财产性收入转变为多元的土地财产性收入和工资性收入,改善了农户收入结构并实现了土地的财产化和收入的多元化,稳定并提高了农户的收益水平。除此之外,合作社都采取签订正式入股合同的形式,因此入股期限较长。对农户而言,入股合同期限长则意味着他们无须频繁流转土地,不仅降低了流通过程中的交易费用,节约了时间及精力,而且有效解决了农村劳动力非农转移的后顾之忧,避免了兼业风险,稳定了农户收益预期。课题组的实地调研数据也证实了该观点。调查样本中,89.3%的参股家庭认为入股合作社后农地长期收益有保障,收入有所增加,体现在增加农地收入及工资性收入两方面。由此,提出假说2:

H2:土地股份合作通过提高家庭收入和收益预期,为劳动力非农转移提供资金支持,从而促进和稳定农村劳动力的非农转移。

(三)土地股份合作、释放农业劳动力对农村劳动力非农转移的影响

释放农业劳动力资源是实现劳动力非农转移的前提条件。家庭联产承包责任制下土地细碎、分散,在单位面积土地上耗费更多劳力^[30],是导致传统农业滞留大量剩余劳动力、劳动力资源难以从农业中释放出来的重要原因之一。释放农业中的劳动力依托于农业机械的广泛应用及先进的农业组织^[31]。土地股份合作的出现为释放束缚于农业上的劳动力创造了条件。首先,土地股份合作下的农地流转是农地规模流转,避免了以小农作为流转主体形成的“流转但空间不连片”的缺陷,克服了因农地细碎与分散而对农业机械应用的障碍,有利于形成生产联合体及合理分工,原本分散经营的劳动力资源得以释放。其次,土地股份合作利用自身的资金、技术优势,形成对劳动力资源的有效替代,进一步挤出单位面积土地上的劳动力,劳动力资源得到进一步释放。在非农就业机会不断增加和非农高工资的吸引下,农户出于家庭收益最大化的考虑,会对释放的劳动力资源进行再配置,入股农户家庭容易做出将劳动力转移到非农领域的决定,增加从事非农业生产的劳动力数量,并延长劳动力转移的时间。因而土地股份合作不仅能释放农业劳动力,对于农业劳动力非农转移也有积极促进作用。由此,提出假说3:

H3:土地股份合作可以实现对农业劳动力资源的有效替代,释放束缚于农业上的劳动力而促进劳动力非农转移。

综上所述,提出本文的核心假说:

H4:土地股份合作可以促进农村劳动力非农转移。这是土地股份合作对农村劳动力非农转移促进作用的总效应。

三、数据来源、模型设定与变量选择

(一)数据来源及描述性分析

本研究数据源自课题组于2018年7—8月对安徽省合肥市、六安市、黄山市、阜阳市4市共19个村庄进行的实地调研。在选择调研村庄时,尽量保证入股村庄与未入股村庄具有相似的交通及经济条件等,从而保证实验组与对照组具有相似性。课题组共调研108户参与土地股份合作的农户家庭和105户未入股的农户家庭,受访农户均按照随机原则在村庄内抽取。所有受访农户在2012年前均未参与土地股份合作社,而入股时间则在2013年至2016年之间,因此,2012年可作为政策实施节点。调研收集了所有受访农户2012年及2017年两年的数据。经过问卷检查及处理,剔除信息不完全的问卷,最终确定有效样本201户,参与和未参与土地股份合作社的农户家庭分别为103户、98户,样本有效率94.4%。本次调研最终形成了2012年及2017年的两期面板数据,确定研究总样本数共402个。

从样本农户家庭基本特征看,受访农户家庭规模以“夫妻+孩子”的核心家庭模式为主,2012 年 2 人和 3 人户占比 78.61%,2017 年为 73.64%;受访农户家庭正值家庭生命周期的中青年期,2012 年劳均年龄处于 26~55 岁的占比为 79.11%,2017 年这一比例有所下降,为 70.15%;受访农户中,2012 年家庭劳均受教育程度为初中及以下的占比为 84.58%,2017 年为 79.61%,受访农户家庭受教育程度不高;受访农户 2012 年户均家庭收入为 4.26 万元,收入在 6 万元以下的农户家庭数最多,占 78.61%,2017 年户均家庭平均收入增长至 6.55 万元,收入在 6 万元以下的家庭占比下降到 57.21%,农户家庭经济状况有所改善。从样本农户土地流转情况看,在 201 户受访农户中,2012 年有 19.9%的家庭参与农地流转^①,80.10%的农户进行自主耕种,2017 年,参与农地流转的比例上升至 72.64%,只有 27.36%的农户仍保持自主耕种;调研还显示,所有参与农地流转的农户中,2012 年农地流转的方式主要是转包、出租与代耕,2017 年,有 70.55%的农户选择加入股份合作社,加入土地股份合作社的农户在每亩获得的土地流转收入和合同规范性方面均优于其他形式流转农户(表 1)。

表 1 样本农户家庭农地流转情况

农地流转情况		2012 年				2017 年			
		未入股	入股	小计	比例	未入股	入股	小计	比例
		(98 户)	(103 户)	(户)	(%)	(98 户)	(103 户)	(户)	(%)
是否流转	是	19	21	40	19.90	43	103	146	72.64
	否	79	82	161	80.10	55	0	55	27.36
流转方式	转包	2	4	6	15.00	6	0	6	4.11
	出租	8	5	13	32.50	27	0	27	18.49
	入股	0	0	0	0	0	103	103	70.55
	代耕	9	12	21	52.50	10	0	10	6.85
流转价格 (元/亩)	(0,400]	3	5	8	20.00	14	12	26	17.81
	(400,800]	11	15	26	65.00	21	50	71	48.63
	(800,1200]	5	0	5	12.50	8	21	29	19.86
	1200 以上	0	1	1	2.50	0	20	20	13.70
合同形式	口头	13	15	28	70	20	0	20	13.70
	书面	6	6	12	30	23	103	126	86.30

注:为凸显加入土地股份合作社的农户土地流转情况,表中以 2017 年“入股”和“未入股”作为分组标准。

(二) 模型设定与变量选择

本文将从两个层面对研究假说进行验证,先对假说 H4 即土地股份合作对农村劳动力非农转移的总效应进行验证,在总效应得到验证的前提下,再对假说 H1、H2 和 H3 即土地股份合作对农村劳动力非农转移的作用路径进行验证。两个验证设定的模型和选择的变量有所不同。

1.总效应验证的模型设定与变量选择

文中将采用双重差分法对假说 4 进行验证。双重差分法(Differences-in-Differences Method, DID)是国外经济学界专门用于分析政策效果和项目评估的计量方法。对于不同的数据类型,具有相对适应的 DID 模型。本次调研形成了完全相同的研究对象在两个时点的数据,属于两期的综列数据。因此,本文选用固定效应模型进行估计,构建土地股份合作对农村劳动力非农转移的双重差分模型为:

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_1T_t+\beta_2D_i+\beta_3T_tD_i+\gamma X_{it}+a_i+\lambda_t+u_{it} \tag{1}$$

式中:Y_{it}表示农户家庭 i 在 t 时期的劳动力转移情况。T_t是二值虚拟变量,土地股份合作实

① 调查区域几乎没有农户有农地流入行为,所以本文的“农地流转”主要是指农地流出。

施前即 2012 年时 $T_i = 0$, 实施后即 2017 年时 $T_i = 1$; D_i 为政策虚拟变量, 若农户家庭 i 为入股家庭 (受到土地股份合作的影响), 则 $D_i = 1$, 否则为 0; $T_i D_i$ 为双重差分估计量; X_{it} 表示随时间变化、可观测的会对 Y_{it} 产生影响的一组控制变量, 包括社会与人力资本、家庭、村庄因素。 α_i 为不随时间但随样本而变的不可观测效应; λ_t 为时间固定效应, 用于解决不随个体但随时间变化的遗漏变量问题; u_{it} 表示因时间因样本变化而对 Y_{it} 产生影响的不可观测变量。 β_1 即为 (1) 式中时期变量与政策变量交叉项 TD 的估计系数, 反映了土地股份合作对农村劳动力非农转移的净效应。如果土地股份合作对于农户家庭劳动力转移具有正向的影响, 那么 β_1 的符号显著为正, 否则为负。

模型中, 被解释变量是农村劳动力非农转移。考虑到农村劳动力非农转移的数量和转移持续的时间会受到家庭人口规模的影响, 以及不同人口结构的家庭之间的可比性, 参照 Mullan 等^[32] 以及胡新艳等^[33] 的研究, 采用“家庭劳动转移率、劳均转移时间”作为衡量标准, 从数量和时间两个维度展现农村劳动力非农转移情况。家庭劳动力转移率指发生非农转移行为的劳动力占家庭劳动力总数的比值; 劳均转移时间指发生非农转移行为的劳动力的持续转移时间之和与非农转移劳动力人数的比值。

解释变量的选择中, 本文基于农户家庭视角考察土地股份合作是否能促进农村劳动力非农转移, 因此, “是否参与土地股份合作”是本文的关键自变量。这里“是否入股”是指农户家庭是否加入自主经营的土地股份合作社或者将农地承包权流转给内股外租型的土地股份合作社, 并以此获得租金或分红的行为, 设置“1=入股; 0=未入股”。

控制变量的选择中, 本文依据农村劳动力非农转移理论, 将影响农村劳动力非农转移的因素分为 3 个方面: 社会与人力资本、家庭因素、村庄因素。其中, 本文选择劳均年龄、劳均受教育水平、劳动技能培训、外出经验、亲戚朋友数来描述农户家庭社会与人力资本状况; 选择家庭非劳动力数量、家庭相对贫困程度、承包地面积、承包地质量来描述农户家庭状况; 选择村庄交通便利度、村庄迁移网络来描述农户所在村庄状况 (表 2)。

被验证的样本是全部有效样本在 2012 年^①与 2017 年的两期数据。

2. 作用路径验证的模型设定与变量选择

本文还将验证, 与其他流转方式相比, 土地股份合作可以通过提升产权强度与产权安全性、释放束缚于农业上的劳动力以及增加农户家庭收入预期和收入水平促进农村劳动力非农转移的作用路径。

基于本文的逻辑体系, 本文参照阮荣平^[34] 等对影响机制的证伪方式, 即在总效应得到验证的前提下, 通过 Z 对 X 进行回归, 验证自变量对渠道变量的影响, 从而说明自变量通过渠道变量对因变量产生影响, 对假说 2、假说 3 和假说 4 进行验证。

根据因变量特征, 文中设置两个模型对作用路径进行验证: 设置二元 Logit 模型验证土地股份合作对农地产权安全和产权强度是否存在显著影响 (样本为 2017 年所有参与农地流转的 146 个农户的数据, 不包括未参与土地流转的农户); 设置多元回归模型分别验证土地股份合作对农户家庭收入和释放家庭农业劳动力是否有显著影响 (样本为 2017 年全部有效样本 201 个农户的数据), 从而验证土地股份合作对农村劳动力非农转移的作用路径:

$$\text{logit}(Z_i) = G(\beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + u_i) \quad (2)$$

$$Z'_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (3)$$

式 (2) 和式 (3) 中, i 代表农户家庭, D_i 表示是否入股的虚拟变量, 若样本 i 为入股家庭, 则 $D_i = 1$, 否则为 0; X_i 表示农户家庭社会与人力资本因素、家庭因素、村庄因素等控制变量; u_i 为扰

① 2012 年的回溯数据基本能满足表 3 中各变量对数据的要求, 数据的可靠性较好。在随机性检验中用到了“家庭人均收入”, 因此, 本文对收集到的 2012 年数据进行了检验, 一是剔除了离散性较大的数据, 二是以受访农户家庭人均收入的均值与收集到的所在乡镇农户家庭人均收入均值进行比较, 回溯数据基本可靠。

动项。

渠道变量选择方面,式(2)中, Z_i 为渠道变量,表示感知产权强度和产权安全,以农户的“农地产权安全感知”进行表征,设置为虚拟变量“1=安全;0=不安全”^①;式(3)中, Z'_i 为渠道变量,分别表示农户家庭收入或释放家庭农业劳动力情况,其中,农户家庭收入(Z_3)以“上一年家庭收入的对数”表示,以避免家庭收入与非农转移之间的内生性问题,家庭释放劳动力情况(Z_2)以“家庭一年内从事农业生产劳动总时间(月)”作反向表征,从事农业劳动总时间越短,则说明释放劳动力越彻底。

所有变量的含义、赋值及描述性统计分析结果见表 2。

表 2 变量名称、含义与描述性统计分析

变量名称	含义与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
家庭劳动力转移率(Y_1)	劳动力转移数/劳动力数	0.601	0.388	0	1
劳均转移时间(Y_2)	家庭总转移时间/转移劳动力数量(月)	7.945	4.570	0	12
自变量					
是否参与土地股份合作(X_1)	0=未参与;1=参与	0.512	0.500	0	1
渠道变量					
农地产权安全和产权强度感知(Z_1)	0=不安全;1=安全	0.712	0.454	0	1
家庭农业劳动释放情况(Z_2)	家庭劳动力当年从事农业生产总劳动时间(月)	4.276	7.420	0	24
农户家庭收入(Z_3)	上一年家庭总收入对数	1.597	0.830	-0.916	3.219
控制变量					
劳均年龄(X_2)	农户家庭劳动力平均年龄	46.075	10.908	24	74
劳均受教育水平(X_3)	劳动力人均受教育年限	7.309	3.181	0	16
劳动技能培训比例(X_4)	接受过技能培训的劳动力占比(%)	0.180	0.306	0	1
是否有外出经验(X_5)	0=否;1=是	0.657	0.475	0	1
亲戚朋友数(X_6)	过年过节拜访的亲戚朋友数	2.299	1.031	1	5
家庭非劳动力数量(X_7)	家庭中劳动力以外的人口数	0.654	0.797	0	3
相对贫困程度(X_9)	1=很贫困;2=较贫困;3=一般;4=较富裕;5=富裕	3.119	0.745	1	5
承包地面积(X_{10})	承包耕地面积(亩)	6.441	4.031	1	28
承包地质量(X_{11})	1=很不好;2=不太好;3=一般;4=较好;5=很好	3.572	0.830	2	5
村庄交通便利度(X_{13})	所在村庄村委会离最近车站的距离(千米)	5.423	4.838	1	17
村庄迁移网络(X_{14})	所在村庄中全家转移的农户数占比(%)	30.124	18.605	4.29	54.05

(三) 稳健性检验

本文采用随机性检验和平行趋势检验两项实验检测,以确保差分模型估计结果的准确性。

1. 随机性检验

双重差分法的前提实际上是自然实验,该方法最重要的一个前提即样本分组具有随机性。

① 调研中通过询问受访对象“您认为农地上的权利有保障吗?”获取受访农户对农地产权安全的感知,并设置“1=没保障;2=较没保障;3=一般;4=较有保障;5=有保障”。为方便分析,将“1=没保障;2=较没保障;3=一般”划分为“不安全”,将“4=较有保障;5=有保障”划分为“安全”,因而“农地产权安全感知(Z_1)”设置为虚拟变量“1=安全;0=不安全”。

在本研究中,基本可以做到这一点:第一,调研地区自 2015 年开始进行土地股份合作试点,政府对于试点地的选择不具有明确的目标指向,农户家庭是否能够入股,首要条件是其所在村庄能否被选为土地股份合作的试点地,这一定程度上保证了样本挑选的随机性。第二,选择调研村庄时,首先保证入股村庄与未入股村庄具有相似背景,在一定程度上抹平政府在选定组建土地股份合作社的村庄时可能具有的某些“偏向性”,同时,村庄内进行农户样本的随机选择,以此保证了较好的随机性。

本文还参考徐晋涛等^[35]的做法,对 2012 年(政策实施之前)入股与未入股家庭在家庭基本特征方面进行均值检验。检验显示入股与未入股家庭在政策实施之前具有较高的同质性,可以认为样本的选择具有随机性,自变量与扰动项在很大程度上无关,满足双重差分法的条件^①。

2. 平行趋势检验

将所有有效样本以 2017 年“入股”和“未入股”作为分组标准,通过对土地股份作试点前(2012 年前)入股农户家庭和未入股农户家庭在农村劳动力非农转移方面是否存在差异的方法来判断是否满足平行趋势假设。表 3 汇报了 2012 年入股家庭与未入股家庭在农村劳动力非农转移差异的检验结果。

表 3 2012 年入股与未入股家庭劳动力非农转移情况差异

指标变量	未入股家庭	入股家庭	2012 年入股与未入股家庭 劳动力转移情况同方差检验	2012 年入股与未入股家庭 劳动力转移情况差异检验
			H0:同方差	H0:无差异
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭劳动力转移率	0.551(0.040)	0.519(0.041)	0.916	0.032(0.550)
劳均转移时间	7.112(0.472)	6.738(0.489)	0.888	0.374(0.550)
样本量	98	103		

注:(1)、(2)列汇报了均值及标准差,括号内为标准差;(3)列汇报了 F 检验的 F 值;(4)列汇报了均值差异及 t 统计值,括号内为 t 统计值。

从上述检验结果可知,两类家庭在土地股份合作试点前的农村劳动力非农转移差异均未通过显著性检验,符合平行趋势的假定。

四、估计结果与分析

(一)土地股份合作对农村劳动力非农转移总体效应的检验

表 4 报告了双重差分模型估计结果,其中模型 1、模型 2 与模型 3、模型 4 分别为不加入和加入控制变量后土地股份合作对家庭劳动力转移率和劳均转移时间影响的模型估计结果。可以看出,不论是否加入控制变量,家庭劳动力转移率及劳均转移的 DID 估计值均显著为正。在加入控制变量后,模型 3、模型 4 中,土地股份合作对家庭劳动力转移率及劳均转移时间的影响在 1%的水平上通过显著性检验,说明加入土地股份合作社对家庭劳动力转移率和劳均转移时间均具有正向显著的影响,加入土地股份合作社能够将入股农户家庭劳动力转移率提高 18.0%,将劳均转移时间增加 2.667 个月,因此,土地股份合作确实能够推动农村劳动力非农转移行为的发生,并延长劳动力转移时间,有效地促进了农村劳动力非农转移,验证了前文的假说 4。

表 4 还汇报了控制变量的估计系数。农户家庭社会与人力资本因素中,劳均年龄对家庭劳动力转移率及劳均转移时间的影响显著为负,劳动力平均年龄越大,家庭配置转移的劳动力比

① 限于篇幅,具体检验过程略。

例越小且转移时间越短。劳均受教育水平、劳动技能培训比例、外出经历和亲戚朋友数量等对家庭劳动力转移率及劳均转移时间呈正向影响,其中,前两个指标反映了农户家庭在非农就业市场上的竞争能力,家庭成员受教育水平越高、参加技能培训比例越高则家庭成员更容易获得非农就业机会,也更具有改变家庭落后现状的条件,进而强化其非农转移行为;后两个指标综合体现了农户家庭的社会资本,有外出经历的家庭和亲戚朋友数量较多的家庭易于建立起广泛的社会关系网络,同时,外出经历使劳动力积累了非农工作经验及技能,因此,更愿意配置较多时间在非农领域以获得家庭收益最大化。需要注意的是,劳动技能培训对劳均转移时间的影响并不显著,说明技能培训在帮助劳动力获取稳定、长久的非农工作方面没有发挥应有的作用;亲戚朋友数量对于家庭劳动力转移率及劳均转移时间的影响也均未达到显著水平,这可能是由于互联网的冲击使传统社会关系网络作用弱化所致。

表 4 土地股份合作对农村劳动力非农转移影响的回归结果

因变量	家庭劳动力转移率	劳均转移时间	家庭劳动力转移率	劳均转移时间
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$D_i * T_i$	0.173 ** (0.076)	2.606 *** (0.879)	0.180 *** (0.065)	2.667 *** (0.733)
劳均年龄 (X_2)			-0.007 *** (0.002)	-0.112 *** (0.023)
劳均受教育水平 (X_3)			0.023 *** (0.006)	0.272 *** (0.066)
劳动技能培训比例 (X_4)			0.125 ** (0.060)	0.290 (0.642)
外出经验 (X_5)			0.128 *** (0.037)	1.834 *** (0.426)
亲戚朋友数 (X_6)			0.014 (0.018)	0.244 (0.207)
家庭非劳动力数量 (X_7)			0.051 ** (0.024)	0.143 (0.257)
相对贫困程度 (X_8)			-0.073 *** (0.026)	-1.080 *** (0.256)
承包地面积 (X_9)			-0.002 (0.005)	-0.086 * (0.049)
承包地质量 (X_{10})			-0.014 (0.022)	-0.125 (0.238)
村庄距最近乘车地距离 (X_{11})			-0.008 (0.005)	-0.114 ** (0.057)
村庄迁移网络 (X_{12})			-0.001 (0.001)	-0.003 (0.011)
常数项	0.551 *** (0.040)	7.112 *** (0.472)	0.491 *** (0.154)	7.217 (1.812)
N	402	402	402	402
R ²	0.0470	0.0811	0.3299	0.3903

注:括号内为标准误。

农户家庭因素中,家庭非劳动力数量对家庭劳动力转移率的影响显著为正,对劳均转移时间具有正向影响,但不显著。非劳动力数量越多,则家庭需要供养的人口越多,家庭负担越大,同时,这也需要家庭配置一定劳动力进行看护。因此,家庭非劳动力数量越多,越会刺激更多劳动力通过非农工作获得更高的家庭收入,但是,这种转移可能不是长期的。相对贫困程度对家庭劳动力转移率及劳均转移时间均呈显著负向影响。对于农户家庭而言,越贫困则越注重农地保障功能,越追求生活的稳定性,对风险也越厌恶,因而难以转移。承包地面积和承包地质量反映了农户家庭耕地资源条件,两者对家庭劳动力转移率及劳均转移时间均呈负相关关系,但影响几乎都不显著。这说明,农户家庭一方面看重农地的保障功能,愿意配置较多的劳动力及时间进行农业生产,另一方面农户也会考虑农业产量增加的限制性以及进行农业生产的机会成本,在农业生产与非农就业之间进行选择。调研中农户也反映,承包地质量会在一定程度上影响他们非农工作的决定,但这不是最主要的原因,回归结果反映了农户真实的心理状况。

村庄因素中,村庄距最近乘车地距离对家庭劳动力转移率及劳均转移时间均呈负相关关

系,对家庭劳动力转移率的影响不显著,对劳均转移时间的影响在 5%水平上显著。对于距离城镇较近的劳动力而言,外出的便利使他们增加了在城镇零散从事非农就业的时间,而对于距离城镇稍远的劳动力而言这一行为是不经济的,因而转移时间相对较短。同时,村庄距最近乘车地距离近,虽然可以给农户外出带来便利,但是这种便利并不足以使农户放弃农地而外出就业。因此,该指标对家庭劳动力转移率的影响并不显著。村庄迁移网络对家庭劳动力转移率及劳均转移时间的影响均未通过显著性检验。这可能是以下两方面原因所致:一方面,目前农村中,户与户之间的联络减少,对其他农户家庭的情况难以掌握,造成了村庄迁移网络对劳动力非农转移的不显著影响;另一方面,农户家庭对外出就业已形成相对理性的认知,村庄中农户的迁移行为对其他家庭的影响较小。

(二) 土地股份合作对农村劳动力非农转移的影响机制检验

表 5 汇报了基于二元 Logit 模型及多元回归模型,土地股份合作对渠道变量“农地产权安全、释放家庭农业劳动力、家庭收入”的影响。

表 5 土地股份合作对农地产权安全、劳动力释放、家庭收入的影响

因变量	产权安全和产权强度感知 logit(Z ₁)	家庭农业劳动时间(Z ₂)	家庭收入对数(Z ₃)
	模型 5	模型 6	模型 7
是否入股(X ₁)	1.420 * * * (0.514)	-5.788 * * (1.127)	0.188 * * (0.092)
劳均年龄(X ₂)	-0.027 (0.027)	0.029 (0.058)	-0.027 * * * (0.005)
劳均受教育水平(X ₃)	0.022 (0.088)	-0.109 (0.182)	0.036 * * (0.015)
劳动技能培训比例(X ₄)	0.802 (0.751)	1.191 (1.611)	0.069 (0.132)
外出经验(X ₅)	-0.422 (0.496)	0.411 (1.048)	0.096 (0.086)
亲戚朋友数(X ₆)	-0.390 (0.253)	-0.796 (0.556)	0.102 * * (0.046)
家庭非劳动力数量(X ₇)	-0.433 (0.351)	-0.116 (0.733)	0.085 (0.060)
相对贫困程度(X ₈)	-0.517 (0.339)	0.428 (0.683)	-0.416 * * * (0.056)
承包地面积(X ₉)	-0.002 (0.061)	0.152 (0.122)	0.002 (0.010)
承包地质量(X ₁₀)	-0.037 (0.300)	-0.780 (0.643)	0.012 (0.053)
村庄距最近乘车地距离(X ₁₁)	-0.179 (0.151)	0.520 * (0.287)	-0.050 * * (0.023)
村庄举家迁移比例(X ₁₂)	0.007 (0.016)	0.007 (0.026)	0.001 (0.002)
常数项	4.380 (2.772)	6.940 (5.458)	3.493 * * * (0.447)
	n = 146	n = 201	n = 201
	LR chi2 = 32.64	F(12 , 188) = 5.10	F(12 , 188) = 23.04
	Prob>chi2= 0.0011	Prob> F = 0.0000	Prob> F = 0.0000
	R ² = 0.1863	R ² = 0.2456	R ² = 0. 5952

注:(1)括号内为标准误;(2)*、* *、* * *分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;(3)“农地产权安全感知”这一表征流转中产权强度和安全性的指标仅在“入股农户”及“入股以外其他流转形式农户”之间进行比较,因此模型 5 不包含“未参与农地流转的农户”。

模型 5 分析了土地股份合作对农地产权安全和产权强度的影响,可以发现土地股份合作对农户感知产权安全和产权强度的影响在 1%水平上正向显著,参与土地股份合作的家庭认为农地产权安全的概率比通过其他方式参与土地流转的农户家庭的概率高出 22.5%^①。表明参与土地股份合作确实显著提升了流转环节的农地产权安全和产权强度,这得益于土地股份合作社与入股农户签订正式合同以保障农户权益,同时合同期限较其他流转方式更长,进而带来农户心

① 是否入股对农户感知产权安全和产权强度的边际效应。

理安全感的提升。模型6分析了土地股份合作对农户家庭劳动力释放的影响,结果显示土地股份合作对家庭农业劳动时间的影响在1%水平上负向显著,入股家庭比其他方式参与土地流转的农户家庭每年将减少5.788个月从事农业劳动,家庭从事农业劳动的时间越短,意味着其非农转移程度越高。模型7分析了土地股份合作对家庭收入的影响,结果显示土地股份合作对农户家庭收入在5%水平上正向显著,入股家庭比通过其他方式参与土地流转的农户家庭的收入高出1.207万元,表明土地股份合作能够实现家庭显著增收。而家庭收入对劳动力转移具有积极意义,家庭收入越高意味着劳动力转移的资金支持力度越大,同时,也意味着劳动力在转移过程中的风险抵御能力更强,利于转移行动的持续与稳定。

因此,假说H1、H2和H3即土地股份合作对农村劳动力非农转移的作用路径得到验证。

五、结论与政策启示

本文分析了土地股份合作对农村劳动力非农转移的影响及其作用路径,并利用安徽省4市19个村庄调研数据进行了实证研究。研究表明,与其他农地流转形式相比,土地股份合作提升了农户产权安全感知,显著提高了农地流转环节的产权安全,同时,土地股份合作社凭借其在土地规模、资金、技术和管理等方面的优势,实现了规模经营带来的超额收益和对农户农业生产劳动力的替代,促使农户形成农地流过程中稳定的心理安全预期和收益预期,显著提高了农户家庭劳动力转移率,延长了劳均转移时间,对农村劳动力非农转移具有积极的促进作用。

根据研究结论,可以得到以下几点启示:一是,进一步提高土地股份合作的社会认同,在有条件的地方推行土地股份合作,以有效促进农村劳动力转移。对于劳动力有转移需求或非农化程度较高的地区,地方政府可以结合农民意愿积极推行土地股份合作的实践,同时加大扶植力度,以一定的资金补贴、农技指导、招商引资、税收减免、信贷支持助力土地股份合作的发展,以促进农村劳动力非农转移;对于接受度较低的地区,适宜采用试点先行的办法。二是,进一步完善土地股份合作社的运作机制。完善的运作机制是提升农户产权安全感知,提高农地流转中产权安全的重要前提。应严格按照土地股份合作章程规定颁发股权证书,提高土地股份合作的农地产权安全性;完善入股合同,合理设置股权结构,明晰收益分配办法,明确入股农户在合作社的土地持股及相应的收益权,使农户形成更为稳定的心理安全和收益预期,消除对农户入股土地的忧虑,安心转移,更好地实现土地股份合作的制度绩效。三是,进一步完善土地股份合作社的经营机制。完善的经营机制是实现规模经营带来的超额收益、稳定农户收益预期的重要保障。首先,在重视当前土地股份合作社“政社合一”模式组织成本较低优势的同时,应不断改善土地股份合作社的治理结构,引入职业经理人制度,聘请企业家式能人担任土地股份合作社职业经理,同时,土地股份合作社要利用规模化的优势实行专业化生产,以降低生产成本,提高农业生产效率。其次,应重视土地股份合作社经营中的风险防范,尤其是对农业生产风险的防范,确保土地股份合作社的稳定运行。最后,应在土地单一要素入股的基础上,不断探索包括资金、技术、设备等多要素注入的方式,生产中重视产品深加工以提高产品的附加值,通过创新措施打破土地股份合作社单纯依靠土地规模经营收益的局限性,实现土地股份合作社的持续发展,为入股农户提供持续稳定的收益。此外,研究还证明农村社会与人力资本因素、家庭因素、村庄因素等对农村劳动力非农转移也有显著影响,尤其是人力资本的作用不容忽视。政府应当吸纳民间资金,发展多类型的劳动技能培训或共同创建就业培训体系或者职业技术学校,提高农村劳动力在就业市场中的竞争力,为农村劳动力非农转移做好充分准备。

参考文献:

[1] 谢玲红,吕开宇.“十四五”时期农村劳动力转移就业的五大问题[J].经济学家,2020(10):56-64.

- [2] 史清华, 卓建伟, 郑龙真. 农民外出就业及遭遇的实证分析[J]. 中国农村经济, 2004(10):56-63.
- [3] 蔡昉, 都阳. 迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说[J]. 中国人口科学, 2002(4):3-9.
- [4] 胡初枝, 黄贤金, 方鹏, 等. 农户资源禀赋对劳动力转移行为的影响分析——基于常熟市、如东县和铜山县农户调查的分析[J]. 江南大学学报(人文社会科学版), 2008, 7(4):72-76.
- [5] 王志刚. 耕地、收入和教育对农村劳动力转移的影响[J]. 农业技术经济, 2003(5):10-13.
- [6] 高健, 张东辉. 个体迁移、家庭迁移与定居城市:农民工迁移模式的影响因素分析[J]. 统计与决策, 2016(4):99-102.
- [7] 韩俊, 崔传义, 金三林. 现阶段我国农民工流动和就业的主要特点[J]. 发展研究, 2009(4):45-48.
- [8] 高健, 张东辉. 个体迁移、家庭迁移与定居城市:农民工迁移模式的影响因素分析[J]. 统计与决策, 2016(4):99-102.
- [9] 朱农. 中国四元经济下的人口迁移——理论、现状和实证分析[J]. 人口与经济, 2001(1):44-52.
- [10] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. 经济研究, 2001, 36(12):41-49.
- [11] 冀县卿, 钱忠好. 农地股份合作社农地产权结构创新——基于江苏溧洋湖土地股份合作社的案例研究[J]. 农业经济问题, 2010, 31(5):77-83, 111-112.
- [12] 钱忠好, 曲福田. 农地股份合作制的制度经济解析[J]. 管理世界, 2006(8):47-55.
- [13] 刘燕, 吕世辰. 农地流转与劳动力转移的相互关系研究——基于北京、山东、山西、陕西四省(市)的调查分析[J]. 山西师大学报(社会科学版), 2017, 44(6):27-32.
- [14] 宁爱凤. 农村土地流转的制度障碍与对策研究——以农村劳动力转移为视角[J]. 理论探讨, 2010(1):92-95.
- [15] 孙小宇, 郑逸芳, 许佳贤. 现阶段农地流转与农村劳动力转移的影响研究——基于 CHIP2013 数据的实证分析[J]. 河北农业大学学报(社会科学版), 2019, 21(1):109-115.
- [16] 袁国龙, 林金忠. 农地流转与产业转移——研究刘易斯转折点问题的一个崭新视角[J]. 江苏社会科学, 2014(1):58-69.
- [17] Maëlys De La Rupelle M, Qu H D, Li S, et al. Land Rights Insecurity and Temporary Migration in Rural China [M]. Social Science Electronic Publishing, 2009(10):1-37.
- [18] 仇童伟, 罗必良. 农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗? [J]. 中国农村观察, 2017(4):57-71.
- [19] 陈江华, 罗明忠, 洪炜杰. 农地确权、细碎化与农村劳动力非农转移[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(2):88-96.
- [20] 赵翠萍, 侯鹏, 刘阳, 等. 传统农耕村的土地股份合作社实践——豫省 L 村案例[J]. 农业经济问题, 2018(12):86-94.
- [21] 林乐芬, 顾庆康. 农村土地股份合作社发育类型及其绩效评价——基于 215 家农村土地股份合作社的调查[J]. 中国土地科学, 2015, 29(12):34-41.
- [22] 黄祖辉, 傅夏仙. 农地股份合作制:土地使用权流转中的制度创新[J]. 浙江社会科学, 2001(5):40-43.
- [23] Alain de Janvry, Emerick A K, Navarro M. Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico[J]. The American Economic Review, 2015, 105(10):3125-3149.
- [24] Chernina E, Castañeda Dower P, Markevich A. Property Rights, Land Liquidity, and Internal Migration[J]. Journal of Development Economics, 2014, 110(9):191-215.
- [25] Alchian A. Some Economics of Property Rights[J]. Politic, 1965, 30(4):816-829.
- [26] 罗必良. 产权强度与农民的土地权益:一个引论[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2013(5):1-6.
- [27] 何安华. 土地股份合作机制与合作稳定性——苏州合作农场与土地股份合作社的比较分析[J]. 中国农村观察, 2015(5):51-61.
- [28] 罗必良. 农地流转的市场逻辑——“产权强度-禀赋效应-交易装置”的分析线索及案例研究[J]. 南方经济, 2014(5):1-24.
- [29] 杨金阳, 周应恒, 黄昊舒. 农地产权、劳动力转移和城乡收入差距[J]. 财贸研究, 2016, 27(6):41-53.
- [30] 张建, 诸培新. 不同农地流转模式对农业生产效率的影响分析——以江苏省四县为例[J]. 资源科学, 2017, 39(4):629-640.

[31] 杨昊.家庭农场释放农业劳动力模式的国际经验比较研究[J].林业经济,2013(6):121-124.

[32] Mullan K, Grosjean P, Kontoleon A. Land Tenure Arrangements and Rural-urban Migration in China[J]. World Development, 2011, 39(1):123-133.

[33] 胡新艳,洪炜杰.劳动力转移与农地流转:孰因孰果?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):137-145.

[34] 阮荣平,郑风田,刘力.信仰的力量:宗教有利于创业吗?[J].经济研究,2014,49(3):171-184.

[35] 徐晋涛,陶然,徐志刚.退耕还林:成本有效性、结构调整效应与经济可持续性——基于西部三省农户调查的实证分析[J].经济学(季刊),2004(4):139-162.

(责任编辑:刘浩)

Research on the Influence of Land Joint-stock Cooperation on the Rural Labor Migration to Non-agricultural Sectors: Framework and Action Path

TANG Yan, HAN Huan, WU Qun

Abstract: Based on the survey data of 19 villages in 4 cities of Anhui Province, using the DID model and Logit model, the study confirms the total effectiveness and the action path of land joint-stock cooperation on the non-agricultural migration of rural labor. The results show that: Joining the land joint-stock cooperation has a positive and significant influence on the transfer rate and the average transfer time of non-agricultural migration of rural labor. Land joint-stock cooperation effectively promotes the non-agricultural migration of rural labor by enhancing the intensity and security of farmland property rights, releasing labor resources bound to farm and promoting the increase of household income of farmers. Therefore, in order to further stabilize the non-agricultural migration of rural labor, we should actively promote the development of land stock cooperatives in conditional areas, at the same time, further clarify the profit distribution methods of land stock cooperatives and the income rights of farmers in cooperatives, improve the farmers' perception of the security of farm land property rights and ensure that the farmers can obtain increasing and stable income in land stock cooperatives.

Keywords: Land Joint-stock Cooperation; Rural Labor; Non-agricultural Migration; Total Effectiveness; Action Path