

农地确权方式如何影响农村劳动力农内转移?

——基于农业分工的调节效应

唐 超, 罗明忠, 张苇锟

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)



摘 要 基于广东省阳山县和新丰县 2 232 个农户微观调查数据, 运用 Tobit 模型和 OLS 回归实证分析了农业分工调节下农地确权方式对农村劳动力农内转移的影响。研究发现, 整合确权促进了农村劳动力农内转移, 其中, 社会化服务程度增强了整合确权对农村劳动力农内转移的促进作用, 市场化程度则削弱了整合确权对农村劳动力农内转移的促进作用。因此, 在农地产权界定实践中, 应鼓励有条件地区实施土地置换整合, 降低土地细碎化程度, 加强农业社会化服务市场建设, 以此加快农村劳动力农内转移进程。

关键词 确权方式; 农内转移; 市场化程度; 社会化服务程度

中图分类号: F 302.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2019)05-0063-08

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.05.008

随着农地确权的基本完成和乡村振兴战略的提出, 农业产业内就业机会不断增多, 农村劳动力农内转移无论在实践中还是理论上, 都将成为一个需要并值得关注的问题^[1]。农地确权通过促进农地规模经营提高了农业经营效率和分工程度^[2-4], 为农村劳动力农内转移创造了条件。从现实情况看, 农村劳动力转移面临的约束仍不少^[5], 进一步促进农村劳动力转移遭遇瓶颈。国家统计局数据显示, 2007—2016 年我国非农就业增速下滑趋势明显, 非农就业增加人数已由 1 552.6 万人下降到 575 万人。由此, 探讨农地确权的农村劳动力农内转移效应有重要实践价值, 为进一步挖掘农内就业机会, 优化农村劳动力配置提供了新思路。

对农地确权成果的应用一直是学界关注的焦点, 其中之一是促进农村劳动力转移。农地确权后, 农户不会因迁移而失去农地, 可以增加农地流动性, 减少土地对劳动力的束缚, 促进人口与劳动力资源的优化配置。一方面, 明晰地权有利于农村资源重新配置; 安全的农地产权将激励农村劳动力非农转移, 降低农业劳动力配置规模^[6]; 另一方面, 地权不明晰增加了迁移成本, 抑制其转移倾向^[7-9]。可见, 农地确权对劳动力非农转移的促进作用已得到既往研究证实, 为理解农地确权劳动力配置的内在机制提供了重要依据。但既往研究更多关注的是农村劳动力非农转移, 对农村劳动力农内转移关注较少, 农地确权对农村劳动力农内转移影响的内在机制始终未被阐明。另外, 在实践中存在多种确权方式, 有确权到村集体, 也有确权到户, 已有文献多是笼统研究农地确权的劳动力配置效应, 而未考虑由于确权方式导致的农村劳动力转移效应的异质性。从逻辑上说, 不同农地确权方式影响着农内转移预期收益和非农转移成本, 决定了家庭对其劳动力资源配置的可能变化, “农地确权将促进劳动力转移”的结论需在事实上分类考量。由此, 本文利用广东省阳山县和新丰县的农户问卷调查数据, 实证分析农地确权方式和农业分工对农村劳动力农内转移的影响。

收稿日期: 2019-04-23

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“农村土地承包经营权确权方式及其劳动力转移就业效应研究”(17AJL013); 广东省“攀登计划”哲学社会科学类重点项目“不同农地确权方式农村劳动力转移行为研究”(pdjh2019a0076); 国家自然科学基金政策研究重点项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”(71742003)。

作者简介: 唐 超(1990-), 男, 博士研究生; 研究方向: 乡村组织与治理。

通讯作者: 罗明忠(1969-), 男, 教授, 博士; 研究方向: 农业经济。

一、农地产权界定方式与农村劳动力农内转移:理论线索

1. 不同农地产权界定方式下的农村劳动力农内转移

非整合确权和整合确权是我国农地确权的两种重要实践方式,二者具有不同特点,对农村劳动力转移会产生不同的影响。从农地确权影响农村劳动力转移机制看,农地确权主要有生产率改进和劳动力转移成本降低两种效应^[10],结合农村劳动力农内转移特征,农地确权在改进农业生产效率的同时,还存在农内就业机会增加效应。本文主要从农业生产效率改进、农内就业机会增加以及劳动力转移成本降低三方面阐述农地产权界定方式对农村劳动力农内转移的影响机制。

(1)非整合确权与农村劳动力农内转移。非整合确权最基本的做法就是确权到户,即按照农户二轮承包时土地信息进行确权颁证,该方式由于具有操作简单、易被农户接受等优势,成为我国农地确权的主要方式。非整合确权的最大特点是使农户承包权得到进一步保障,当农地产权基本稳定后,土地流出收入上升,劳动力转移到二、三产业成本下降,劳动力非农转移数量随之上升^[11]。但是,非整合确权方式不利于农地规模化经营,一方面,非整合确权未能解决农户承包土地地块细碎、分散且不规则的问题,不可避免带来农业经营效率损失^[12];另一方面,其强化了农户土地物权属性,增强了农户对土地的禀赋效应,进而抑制农地流转^[13]。可见,非整合确权对农业生产效率和农内就业机会增加的作用发挥不足,对农内转移预期收益提升作用不明显,主要通过降低农村劳动力转移成本发挥作用,而农内转移成本较低,非农转移成本较高,在比较收益作用下,非整合确权方式更有利于降低非农转移成本,促进农村劳动力非农转移。

(2)整合确权与农村劳动力农内转移。整合确权是在确权前,将农户分散而细碎的承包地集中且连片,再进行农地确权。该方式既能保障农民土地权益,又能在不改变集体经济组织制度的前提下促进农地流转,形成农地规模经营,是对确权到户方式的组织性创新^[14]。整合确权主要特点是让农地得以适度集中连片,提高了农地配置效率,避免农地频繁调整。相较于非整合确权,整合确权通过农田整治,使地块之间的质量及生产收益异质化程度降低,等同于提高了农地流转交易的标准化程度^[15],有利于提升农业经营效率,也有利于农业分工深化和新型农业经营主体培育,增加了农内就业机会。另外,整合确权只是先整合后确权,农户承包权得到了与非整合确权同样的保障,也有利于降低劳动力非农转移成本。可见,整合确权方式对农业生产效率提升和农内就业机会增加均有促进作用,提高了农内转移的预期收益,有利于缩小农业和非农产业的预期收入差异,促进农村劳动力农内转移。

2. 分工卷入视角下的农地产权界定方式与农村劳动力农内转移

斯密认为分工程度受制于市场范围,而市场范围扩大有助于分工深化,实现劳动生产率和资源配置效率的提升。可见,市场化和专业化是分工的主要内涵。基于此,本文从市场化程度和社会化服务程度两方面进一步阐述农地产权界定方式影响农村劳动力农内转移的机制。

(1)农地确权方式、市场化程度与农村劳动力农内转移。农地确权提升了产权强度,通过确权带动土地经营规模的扩张,将农户生产经营活动卷入分工活动,获得规模经济收益。随着市场化程度的提高和交易费用的降低,在分工演进机制下,农业生产性服务的交易效率必然会高于土地经营权的交易效率^[4]。从这个角度看,不论何种形式的农地确权都可能促进规模经营,扩大市场范围,提高分工程度。然而,不同农地确权方式具有不同特点,对市场化程度的影响不同,对农村劳动力农内转移影响存在差异。

非整合确权仍没有改变分散细碎经营的格局,受制于人多地少的国情以及农业弱质性属性,其很难实现适度规模经营目标^[16]。非整合确权方式下,农地转入方要跟多个分散的小农户就细碎化的地块进行交易,其交易规模受限,交易频率和成本增加,制约市场范围扩大,降低农产品的市场化程度,进一步降低农业比较收益,反过来推动农村劳动力向非农产业转移。可见,非整合确权主要通过降低农村劳动力非农转移成本发挥作用,市场化程度低进一步强化农村劳动力非农转移成本效应的发挥,促进农村劳动力非农转移。

整合确权产权细分程度更高,参与产权交易的行为主体更多,从广度和深度上扩展产权交易的市

场规模、市场范围和市场类型,引入更多的异质性行为主体参与协作生产,增强产权间的协作性、联合性、整合性和规模性,提高专业化分工的细密程度和网络效应^[17]。相对非整合确权方式,整合确权方式的交易费用较低,更易形成农地规模经营,拓宽市场范围,提高农产品市场化程度,进而促进农村劳动力农内转移。一方面,市场范围扩大有利于农业分工的形成,增加农业产业内就业机会;另一方面,农产品市场化程度提高会进一步提升农业比较收益,吸引农村劳动力向农内转移。可见,整合确权主要通过提升农业经营效率、增加农内就业机会以及降低转移成本三条路径发挥作用,而市场化程度则进一步强化农业经营效率提高作用的发挥,提升农内转移预期收益,进一步促进农村劳动力农内转移。

(2)农地确权方式、社会化服务与农村劳动力农内转移。社会化服务是将农户卷入分工经济,提高农业家庭经营效率的重要路径^[18]。农户生产经营活动卷入外部分工以及社会化分工网络扩展,能够显著改善农业外部分工经济与规模经济。农户生产经营能力及其组织管理成本是农户土地经营规模的决定因素,而分工交易成本则是农户服务经营规模的决定因素^[19]。不同农地确权方式下分工交易成本不同,导致农户社会化服务规模的差异,会对农村劳动力农内转移产生影响。

对非整合确权而言,社会化服务提供方要跟多个拥有分散地块的小农户交易,交易成本较高,制约了农户社会化服务规模的扩大,不利于社会化服务程度的提高,制约了农村劳动力农内转移。对整合确权而言,农地地块规模扩大,不仅意味着农地流转交易过程中涉及的交易主体减少,而且交易客体即农地地块数也相应减少,使流转交易的搜寻、协商成本随之下降^[14],有利于农户社会化服务规模扩大,进一步促进农村劳动力农内转移。

3. 分析框架

综上所述,不同农地确权方式对农村劳动力转移成本和预期收益的影响不同,非整合确权有利降低农村劳动力非农转移成本,促进农村劳动力非农转移;整合确权有利于提高农业生产效率,增加农内就业机会,提高农内转移预期收益,促进农村劳动力农内转移;市场化程度提升有利于增强农业经营效率提升作用的发挥,提升农内转移的预期收益;社会化程度提高有利于农业经营效率提升和农内就业机会增加路径作用的发挥。依此,本文构建了如下理论分析框架(见图1),推断农地确权方式对农村劳动力农内转移的影响机理及其效果。

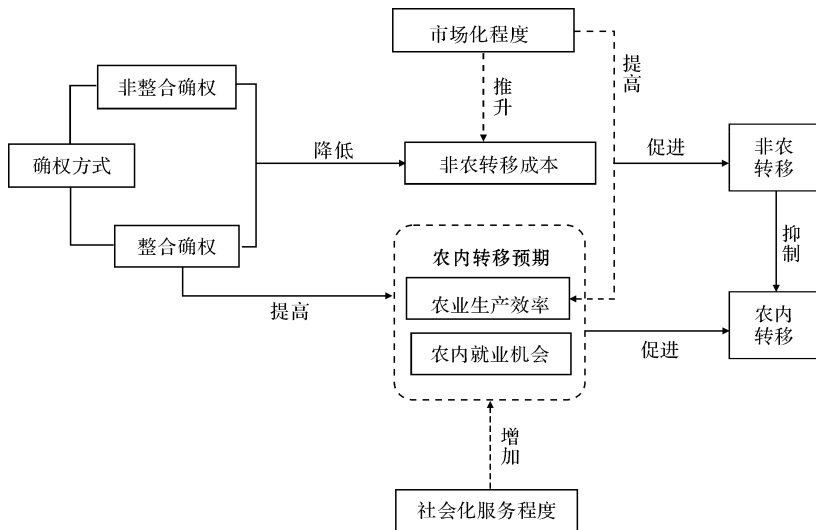


图1 理论分析框架

二、数据来源、变量与模型选择

1. 数据来源

本文数据来源于作者所在团队在2017年初于广东清远市阳山县和韶关市新丰县开展的农户问

卷调研。之所以选择阳山和新丰县作为调研区域主要源于以下原因:一是阳山县和新丰县地形条件和经济发展水平相似,有利于控制外在因素,深入分析确权方式导致的差异;二是农地确权中,阳山县有部分镇(村)实行整合确权方式,新丰县主要实行非整合确权方式,选择这两个县作为调研区域更具有典型性,有利于比较分析不同确权方式的特点及其农内转移差异。调研过程如下:首先,在两县290个行政村中随机抽取140个样本村,其中阳山县选取了80个样本村,新丰县选取了60个样本村,每个行政村随机抽取20个农户,预期样本数量为2800户农户。然后,招募华南农业大学的本科生、硕(博)士研究生及部分教师进行统一培训,分组到村入户调研。于1月份分赴140个行政村实行农户入户问卷调查,完成问卷清理、回访和信息补充工作后,实际获得有效问卷2800份,根据本研究需要选取变量及剔除相关缺失值后,实际获得有效样本2232个,本文问卷有效使用率为79.71%。其中,整合确权的样本农户为319个,非整合确权的样本农户为1913个。

2. 变量选择与说明

(1)因变量。本文研究中模型的因变量为农村劳动力农内转移,具体用农户家庭中常年在家帮他干农活的人数来衡量。

(2)主要自变量。基于研究目标,本文模型的主要自变量选取了确权方式、农产品商品化率和社会化服务水平。对农地确权方式,参考陈小知等^[14]的研究,本文采用非整合确权以及整合确权来刻画。对于农业分工程度,借鉴杨丹等^[19]的研究,本文选取农户生产的农产品商品化率和生产环节外包服务程度来反映;对农产品商品化率,本文利用农户生产的农产品中销售出去的农产品所占比重来衡量。对社会化服务水平,本文用生产环节外包服务程度表示,具体用农户土地外包面积占比来衡量。

(3)其余控制变量。借鉴 Ma 等^[20]、Chen^[21]和 Janvry 等^[22]的研究,本文选取家庭劳动力数量、家庭是否有人接受农业技术培训、家庭存款、家庭土地面积、家人或亲朋中有无村干部以及土地质量来反映家庭特征;参考仇童伟等^[23]的研究,本文选取地形特征、基础设施以及距乡镇政府距离来描述区域特征。所有变量的定义、赋值以及描述性统计分析结果见表1。

表1 变量说明与测度

N=2 232

	变量	变量测度	平均值	标准偏差
被解释变量	家庭农内转移人数	实际人数	0.098	0.382
	农地确权方式	非整合确权=0;整合确权=1	0.140	0.350
解释变量	农产品商品化率	%	4.937	15.359
	服务外包土地面积占比	%	3.525	17.643
	接受农业技术培训	没有=0;有=1	0.150	0.359
	家庭存款/元	0=1;(0,10 000]=2;(10 000,50 000]=3; (50 000,100 000]=4;(100 000,+∞)=5	1.760	0.977
	家人或亲朋中有无村干部	没有=0;有=1	0.150	0.362
	土地面积	实际数据	4.173	3.039
	土地质量	比较差=0;一般=1;比较好=2	0.970	0.669
控制变量	是否修建水利设施	是=1;否=0	1.590	0.492
	是否修建机耕道路	是=1;否=0	1.400	0.489
	是否进行土地平整	是=1;否=0	1.060	0.235
	地形特征	平原=1;丘陵=2;山地=3	2.240	0.823
	到镇政府的距离	千米	6.670	5.639
	到县政府的距离	千米	30.534	17.195

3. 描述性统计

从样本基本特征看(见表2),只有19.86%的农户家庭发生了农内转移;85.70%的样本农户采用非整合确权方式,90.49%的样本农户家庭的农产品商品化率在20%以下,98.39%的样本农户服务外包土地面积占比在20%以下;没有接受过农业技能培训的农户占比为85.03%,接受过农业技能培训的农户占比为14.97%,没有家庭存款的农户占比为52.20%,家庭存款在10000元及以下的农户占比为27.70%,54.90%的农户家庭承包土地质量一般,59.00%的样本农户所在村庄进行了水利设施

建设,分别有 60.4%和 94.1%的农户所在村庄没有修建机耕路和进行土地平整,地形为平原的占比为 19.4%,地形为丘陵的占比为 41.4%,地形为山地的占比为 39.2%。综合来看,调研地区农户发生农内转移的比例较低,农产品市场化和社会化服务程度不高。

表 2 样本特征统计

变量	变量说明	频数	占比/%
是否发生农内转移	有	443	19.86
	没有	1 789	80.14
农地确权方式	非整合确权	1 913	85.70
	整合确权	319	14.30
农产品商品化率/%	[0,20]	2 020	90.49
	(20,40]	87	3.94
	(40,60]	75	3.36
	(60,80]	34	1.51
	(80,100]	16	0.70
服务外包土地面积占比/%	[0,20]	2 196	98.39
	(20,40]	36	1.61
是否接受农业技术培训	否	1 898	85.03
	是	334	14.97
家庭存款/元	0	1 165	52.20
	(0,10 000]	618	27.70
	(10 000,50 000]	321	14.40
	(50 000,100 000]	76	3.40
	(100 000,+∞)	52	2.30
家人或亲朋中有无村干部	无	1 888	84.58
	有	344	15.42
土地质量	比较差	541	24.30
	一般	1 226	54.90
	比较好	465	20.80
是否修建水利设施	否	915	41.00
	是	1 316	59.00
是否修建机耕道路	否	1 348	60.40
	是	884	39.60
是否进行土地平整	否	2 100	94.10
	是	131	5.90
地形特征	平原	434	19.40
	丘陵	924	41.40
	山地	874	39.20

4. 模型选择与说明

为估计确权方式对农村劳动力农内转移的影响,建立以下模型表达式:

$$y_i = a_0 + a_1 way + \sum_{n=1} a_{2n} D_{ni} + \zeta_i \tag{1}$$

式(1)中 y_i 为因变量,表示农村劳动力农内转移人数; way 表示农地确权方式; D_{ni} 表示家庭特征和区域特征方面的控制变量; a_0 为常数项, a_1 、 a_{2n} 为待估计系数; ζ_i 为误差项,服从正态分布。

上述模型中的因变量具有有限连续的特征,本文将同时采用 OLS 估计方法和 Tobit 模型来估计式(1)。

在此基础上,本文在模型估计中分别引入交叉项来识别商品化程度和社会化服务水平对农地确权方式的调节效应:

$$y_i = a_0 + a_1 way + a_2 mer + a_3 way \times mer + \sum_{n=1} a_{4n} D_{ni} + \zeta_i \tag{2}$$

$$y_i = a_0 + a_1 way + \sum_{n=1} a_{2n} soc_{ni} + a_{3n} \sum_{n=1} way \times soc_{ni} + \sum_{n=1} a_{4n} D_{ni} + \zeta_i \tag{3}$$

式(2)中, mer 表示农产品的商品化率;式(3)中, soc_{ni} 表示农户土地外包面积占比;其余代码含义与式(1)中一致。

三、估计结果与分析

1. 农地确权方式对农村劳动力农内转移的影响

表 3 报告了农地确权方式对农村劳动力农内转移影响的模型估计结果(有效样本量均为 2 232 个)。结果显示整合确权促进了农村劳动力农内转移,土地质量、亲戚朋友中是否有村干部以及村庄是否修建水利设施对农村劳动力农内转移有正向影响。因为整合确权更有利于形成农内规模化经营,提高农业比较收益和分工程度,增加农内就业机会,促进农村劳动力农内转移。村庄水利设施越健全,可以为农地规模经营提供更好的外在条件,吸引新型农业经营主体流转土地,增加农内就业机会,促进农村劳动力农内转移。自家土地质量越高,土地越利于耕种,减少了土地对农村劳动力农内转移的束缚,越有利于农内转移。亲戚朋友中有村干部增加了农户的社会资本,降低了农内转移的信息搜寻成本。

表 3 农地确权方式对农村劳动力农内转移影响的模型估计结果

变量	Tobit 方程一		OLS 方程一	
	系数	标准误	系数	标准误
农地确权方式	0.822***	0.305	0.069**	0.029
家庭是否有人接受过农业技能培训	0.222	0.304	0.010	0.025
土地面积	-0.040	0.040	-0.002	0.002
土地质量	0.430**	0.176	0.026*	0.012
家庭存款	-0.139	0.123	-0.009	0.007
是否有村干部	1.106***	0.281	0.088**	0.028
是否修建水利设施	1.009***	0.261	0.067***	0.017
是否修建机耕道路	-0.421	0.245	-0.032	0.018
是否进行土地平整	0.120	0.477	0.007	0.036
地形	0.038	0.140	0.002	0.009
到镇政府的距离	0.033	0.019	0.003	0.002
到县政府的距离	0.002	0.007	-0.0001	0.001
常数项	-6.004***	0.917	-0.020	0.050
R^2				0.022
伪 R^2		0.034		

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著,标准误皆为稳健标准误,下同。

2. 市场化程度对农地确权方式作用的调节效应分析

表 4 汇报了引入农地确权方式与农产品商品化率交叉项的模型估计结果(有效样本量均为 2 232 个)。结果显示农地确权方式与农产品商品化率交叉项的估计系数并不显著,农产品商品化率对农地确权方式的作用并未表现出一致性的调节效应。究其可能原因是,调研地区的农产品商品化率比较低,对农地确权方式作用的影响较小。

表 4 农地确权方式、农产品市场化程度对农村劳动力农内转移影响的模型估计结果

变量	Tobit 方程二		OLS 方程二	
	系数	标准误	系数	标准误
农地确权方式	1.166***	0.353	0.104**	0.038
农产品商品化率	0.004	0.009	0.001	0.001
农地确权方式×商品化率	-0.046	0.034	-0.003	0.002
控制变量	引入	引入		
常数项	-6.212***	1.012	-0.036	0.059
R^2				0.024
伪 R^2		0.037		

为进一步识别不同市场化程度下农地确权方式的农内转移效应差异,表5报告了在不同农产品商品化率下农地确权方式对农村劳动力农内转移影响的偏效应。结果表明,随着农产品商品化率的提高,整合确权对农村劳动力农内转移的激励作用在不断下降。究其原因,农产品商品化率提高表明农产品更好卖,直接影响农业比较收益,在整合确权方式下,农地更容易流转,农户可能更倾向于进行土地流转和经营自家土地,帮别人务工意愿不强,从而选择不进行农内转移。

3. 社会化服务程度对农地确权方式作用的调节效应分析

表6报告了引入农地确权方式和社会化服务程度交叉项的模型估计结果(有效样本量均为2232个)。结果显示农地确权方式和社会化服务程度交叉项的估计系数不显著,社会化服务程度对农地确权方式的作用并未表现出一致性的调节效应。这可能是由于,调研地区农业生产社会化服务程度还比较低,对农村劳动力农内转移的作用还未充分显现。从表1数据看,外包服务面积占比的平均值为3.525%,社会化服务程度整体较低,对农地确权方式作用的影响较小。

为进一步识别不同社会化服务程度下农地确权方式的农内转移效应差异,表7报告了不同外包土地面积占比下农地确权方式对农村劳动力农内转移的偏效应,可见随着外包土地面积占比提高,整合确权对农村劳动力农内转移的激励作用在不断增加。其可能原因是,外包土地面积占比提高产生了更多社会化服务需求,更有利于农内就业机会增加和农业生产效率提高,促进了农村劳动力农内转移。

4. 稳健性检验

为验证上述结论是否稳健,本文将农产品商品化率与社会化服务获取难易程度一起代入方程进行回归。结果(见表8)发现,核心自变量方面,农地确权方式对农内转移有显著正向影响,农产品商品化率和外包土地面积占比对农内转移影响不显著,与上文实证结果一致;而农产品商品化率对农内转移的影响未通过显著性检验,但影响系数与预期和上文实证结果保持一致,表明核心变量的影响较为稳健。在控制变量方面,家庭中是否有村干部以及村庄近三年是否修建水利设施对农村劳动力的影响显著为正,与前文实证分析结果保持一致,表明控制变量的影响稳健。

四、结论与启示

本文从农地确权方式的特点和农业分工出发,分析了农地确权方式和农业分工是如何影响农村劳动力农

表5 不同市场化程度下农地确权方式对农村劳动力农内转移偏效应的估计结果

等分点	Tobit 方程三		OLS 方程三	
	系数	标准误	系数	标准误
1	1.109***	0.339	0.101***	0.037
5	0.881**	0.351	0.085**	0.035
10	0.653	0.435	0.070**	0.035
15	0.425	0.559	0.054	0.037
20	0.197	0.702	0.039	0.040
25	-0.030	0.855	0.023	0.045
30	-0.258	1.012	0.039	0.051
35	-0.486	1.173	0.008	0.057
40	-0.714	1.336	-0.009	0.064
45	-0.941	1.501	-0.023	0.071
50	-1.169	1.666	-0.039	0.079

注:调节变量为农产品商品化率。

表6 确权方式、社会化服务程度对农村劳动力农内转移影响的模型估计结果

变量	Tobit 方程四		OLS 方程四	
	系数	标准误	系数	标准误
农地确权方式	0.729**	0.311	0.059**	0.029
外包土地面积占比	-0.011	0.010	-0.001	0.001
农地确权方式× 外包土地面积占比	0.023	0.016	0.003	0.003
控制变量	引入		引入	
常数项	-6.034***	0.917	-0.024	0.050
R ²			0.024	
伪R ²	0.036			

注:本表中引入的控制变量与表2中的一致,限于篇幅,有关结果略,下同。

表7 不同社会化服务程度下农地确权方式对农村劳动力农内转移偏效应的估计结果

等分点	Tobit 方程五		OLS 方程五	
	系数	标准误	系数	标准误
1	0.733***	0.302	0.062***	0.029
5	0.849***	0.301	0.078**	0.032
10	0.965***	0.319	0.094**	0.039
15	1.080***	0.353	0.110**	0.050
20	1.196***	0.400	0.125**	0.061
25	1.312***	0.455	0.141**	0.074
30	1.428***	0.516	0.157*	0.087
35	1.544***	0.580	0.173*	0.100
40	1.660***	0.648	0.189*	0.113
45	1.776**	0.717	0.205	0.126
50	1.892**	0.788	0.221	0.140

注:调节变量为外包土地面积占比。

表8 农地确权方式、农业分工程度对农村劳动力农内转移影响的模型估计结果

变量	Tobit 方程六		OLS 方程六	
	系数	标准误	系数	标准误
农地确权方式	1.017***	0.338	0.091**	0.036
农产品商品化率	-0.001	0.008	-0.001	0.001
外包土地面积占比	-0.002	0.008	0.001	0.014
控制变量	引入		引入	
常数项	-6.216***	1.013	-0.078	0.063
R ²			0.029	
伪R ²	0.037			

内转移决策的。利用广东省阳山和新丰两个县的农户调查数据进行了实证检验,结果表明,整合确权对农村劳动力农内转移有显著正向影响。通过引入农产品市场化程度和农业生产社会化服务程度作为农地确权方式作用的调节变量,模型估计结果表明,当农业生产社会化服务程度提高时,整合确权对农村劳动力农内转移的激励作用变强;相反,当市场化程度提高时,整合确权对农村劳动力农内转移的激励作用变弱。

本文研究结论对理解农地确权的推进机制及其劳动力转移就业效应具有参考意义,也对乡村振兴战略下如何吸引农村劳动力返乡有一定借鉴价值。首先,不同农地确权方式的劳动力转移效应差异较大,中国农地确权改革实践,不仅需要关注确权进度,更需要关注确权方式,选择合适确权方式将更有助于激活和释放确权政策的制度红利。其次,农业生产社会化服务程度提高更有利于农地确权方式对劳动力农内转移效应的发挥,应重视农业社会化服务市场建设。最后,村庄水利设施和土地质量的改善更有利于农村劳动力农内转移,应加大水利设施建设和土地整治力度,为农村劳动力农内转移提供良好外在条件。

参 考 文 献

- [1] 罗明忠.村民变工人:农村劳动力农业产业内转移及其推进——广东省惠东县莆田村的经验研究[J].华东经济管理,2011,25(1):26-30.
- [2] 韩家彬,张书凤,刘淑云,等.土地确权、土地投资与农户土地规模经营——基于不完全契约视角的研究[J].资源科学,2018(10):2015-2028.
- [3] 林文声,王志刚,王美阳.农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].中国农村经济,2018(8):64-82.
- [4] 陈昭玖,胡雯.农地确权、交易装置与农户生产环节外包——基于“斯密—杨格”定理的分工演化逻辑[J].农业经济问题,2016,37(8):16-24,110.
- [5] 沈君彬.乡村振兴背景下农民工回流的决策与效应研究——基于福建省三个山区市 600 位农民工的调研[J].中共福建省委党校学报,2018(9):93-99.
- [6] MULLAN K, GROSJEAN P, KONTOLEON A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China[J]. World development, 2011, 39(1):123-133.
- [7] VALSECCHI M L. Property rights and international migration: evidence from Mexico[J]. Journal of development economics, 2014(110):276-290.
- [8] 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,2009,44(12):43-51.
- [9] 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.
- [10] 张莉,金江,何晶,等.农地确权促进了劳动力转移吗?——基于 CLDS 数据的实证分析[J].产业经济评论,2018(5):88-102.
- [11] 卢华,胡浩.土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查[J].农业技术经济,2015(7):4-15.
- [12] 钟文晶,罗必良.禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析[J].农业经济问题,2013,34(3):6-16,110.
- [13] 罗明忠,唐超.农地确权:模式选择、生成逻辑及制度约束[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2018,18(4):12-17.
- [14] 陈小知,胡新艳.确权方式、资源属性与农地流转效应——基于 IPWRA 模型的分析[J].学术研究,2018(9):96-103.
- [15] 秦小红.政府引导农地制度创新的法制回应——以发挥市场在资源配置中的决定性作用为视角[J].法商研究,2016(4):15-23.
- [16] 胡新艳,朱文珏,罗必良.产权细分、分工深化与农业服务规模经营[J].天津社会科学,2016(4):93-98.
- [17] 仇童伟,罗必良.市场容量、交易密度与农业服务规模决定[J].南方经济,2018(5):32-47.
- [18] 罗必良.论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J].中国农村经济,2017(11):2-16.
- [19] 杨丹.农业分工和专业化能否引致农户的合作行为——基于西部 5 省 20 县农户数据的实证分析[J].农业技术经济,2012(8):56-64.
- [20] MA X, HEERINK N, FENG S, et al. Farmland tenure in China: comparing legal, actual and perceived security[J]. Land use policy, 2015(42):293-306.
- [21] CHEN Y P. Land use rights, market transitions, and labor policy change in China (1980-4)[J]. Social science electronic publishing, 2012, 20(4):705-743.
- [22] JANVRY A, EMERICK K, GONZALEZ-NAVARRO M, et al. Delinking land rights from land use: certification and migration in Mexico[J]. American economic review, 2015, 105(10):3125-3149.
- [23] 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.