

贺林波, 谭 果. 乡村产业振兴、农地流转与资源配置效率——基于湖南省的农户调查数据[J]. 江苏农业科学, 2022, 50(7): 234-241.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2022.07.036

乡村产业振兴、农地流转与资源配置效率

——基于湖南省的农户调查数据

贺林波, 谭 果

(湖南农业大学公共管理与法学学院, 湖南长沙 410000)

摘要:基于 2016—2020 年湖南省的农户调查数据,分析了乡村产业振兴背景下农地流转的制度基础,估计了农地资源配置的效率,评价了农地流转对农地资源配置效率的影响。结果表明,农户家庭人口特征与村庄土地资源禀赋是决定农户承包土地规模的主要因素,在乡村产业振兴背景下,与新型农业经营主体形成利益联结成为决定农户土地经营规模的核心因素之一;承包土地的资源配置效率有降低的趋势,但是,经营土地的资源配置效率有提高的趋势;农地流转对承包土地的资源配置效率没有影响或负向影响,对经营土地的资源配置效率有显著正向影响,农地流转有助于提高经营土地的资源配置效率。因此,为提高农地资源配置效率,要完善三权分置制度,政府要加大乡村产业项目的支持力度,引导新型农业经营主体与农户建立利益联结,提升乡村产业发展水平,建立农地流转市场交易中心,降低交易成本。

关键词:乡村产业振兴;农地流转;资源配置;效率

中图分类号: F323 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2022)07-0234-08

土地是一种非常重要的自然资源,也是一种非常重要的生产资料,在我国还是一种具有社会保障功能的生存资料。土地资源的有效配置能够显著提高人们的生产与生活效率。土地资源有效配置一直都是社会关注的热点问题。改革开放前,我国曾经实行过农地集体所有、集体经营的体制,土地资源没有实现有效配置,我国农民付出了巨大努力,辛勤劳作,却没有解决温饱问题,农村社会发展陷入停滞。改革开放后,国家开始试行家庭联产承包,实行农地集体所有、家庭承包经营的新体制,土地资源误配得到缓解,配置效率有所提高。家庭承包经营制调动了农民的生产积极性,降低了集体经营体制中的劳动监督成本,使我国农业在短时期内获得快速发展,对我国经济快速增长起到了至关重要的作用。

但是,家庭承包经营制也存在土地资源误配的情形。为保障公平性,村庄内部配置农地资源时,一般以家庭人口规模为依据平均分配,家庭人口越

多,承包经营的农地越多。农户在农业生产效率上天然存在异质性,可能存在这种情况:承包土地较多的农户效率低下,而承包土地较少的农户却效率较高,导致土地资源误配。哈耶克认为,在理想的市场模型中,包含权利清晰且确受保障、契约自由和过错责任等原则,可以自动实现资源配置最优化^[1]。在家庭承包经营制中,如果农地流转市场完备,那么不同农业生产效率的农户可以自由交换农地承包权,实现农地资源从低效率农户向高效率农户的转移。在我国农村社会中,农地承包权的产权不够稳定,为体现公平,随着家庭人口增减,地方政府大多实施“3 年一小调,5 年一大调”的政策,这导致农地流转面临许多制度障碍,农地流转进展缓慢^[2]。党的十八大以来,国家推出了乡村振兴战略,逐渐形成了农地集体所有权、农地承包权和农地经营权三权分置的新思路,修订了相关法律制度,通过明晰产权,落实农地集体所有制,稳定家庭承包经营制,搞活农地经营制。在这一政策背景下,农地流转受到了越来越多的关注,农地资源有效配置也成为理论研究的热点问题。

农地确权能够提升农地产权清晰度,促进我国农村土地流转^[3]。有学者认为,农地使用权保持稳定,在土地流通过程能够有效促进农地资源的持续

收稿日期:2021-06-07

基金项目:湖南省社会科学基金(编号:19YBA188)。

作者简介:贺林波(1973—),男,湖南益阳人,博士,教授,博士生导师,从事土地经济与政策法规研究。E-mail:helinbo@hunau.edu.cn。

利用,抑制造成农地肥力衰退的不当使用行为^[4]。但也有学者认为,农地使用权保持稳定,对农户农业投资总量没有显著影响,而非农就业机会才是影响农户农业投资及贷款可得性的关键因素^[5],不同类型流转农地对农户投资产生不同的影响^[6]。钱忠好进一步认为,非农就业并不必然导致农地流出,从家庭内部分工的角度来看,会导致家庭成员出现兼业化^[7]。有学者从农民收入角度,研究发现农地产权清晰、农地流转对农民收入提升有显著影响^[8],对农民劳动生产率提高也有显著作用^[9]。陈海磊等研究发现,在农地能够自由流转的条件下,生产效率较高的农户更倾向于转入土地,且农户对其长期生产效率更为敏感,说明土地是从低效率的农户转到高效率的农户,土地流转是有效率的^[10]。盖庆恩等则从土地资源误配的角度,发现当前阶段我国农村土地资源误配程度较大,劳动生产率不高^[11]。Chen 发现,发展中国家的土地产权不清是阻碍土地流转的主要因素之一,土地流转不畅造成了这些国家农业生产效率普遍低下^[12]。

上述研究从产权清晰、稳定或非农就业等角度,探讨了阻碍农地流转的因素,描述了农地资源配置的现状,研究了影响农地资源配置效率的相关因素,对于认识农地产权制度、资源配置效率等具有重要意义。但是,自 2017 年开始,我国农村社会的政治经济条件发生了较大变化。2017 年 10 月,党的十九大报告提出要实施乡村振兴战略,实现乡村全面振兴;提出 2020 年完成脱贫攻坚任务,实现全面小康,与乡村振兴有效衔接;提出城乡要全面融合,实行一体化发展等。乡村振兴战略的核心或重点在产业振兴,乡村产业振兴是实现乡村可持续发展的关键所在。在乡村产业振兴背景下,农地流转环境也出现了一些新动向:一是三权分置制度明确化。我国修订了《中华人民共和国农村土地承包法》,明确了土地集体所有权、承包权和经营权的权利边界^[13]。二是农地流转市场需求扩大。国家以乡村产业项目的形式,加大转移支付力度,引导社会资本投资乡村产业,建立龙头企业合作社、种养大户和家庭农场等新型农业经营主体,实现农业适度规模经营,开发特色产业或乡村旅游业,培育农产品加工业,延长农业产业链等,扩大了农地流转市场需要^[14]。三是非农就业范围扩大。在乡村振兴背景下,农户除外出务工之外,也可以与新型农业经营主体形成各种利益联结关系,比如,参股分红、

雇佣就业或流转农地收租等,非农就业范围扩大,农户就业选择更多,这也可能会间接提高农地流转的市场需求^[15]。

这意味着,实施乡村产业振兴战略,在一定程度上改变了我国农村的经济社会发展格局,农地流转、土地资源配置效率及其相互关系等问题必然会出现新动向,值得深入研究。

本研究基于课题组在湖南省 5 年(2016—2020 年)的农户追踪调查数据,研究乡村产业振兴背景下农地流转对土地资源配置效率的影响。笔者首先分析了在乡村产业振兴背景下农地流转的制度基础及影响因素,然后使用方差法来测量土地资源配置效率,通过回归分析研究乡村产业振兴背景下农地流转对土地资源配置效率的影响。研究发现:农户家庭特征与村庄土地资源禀赋是决定农户承包土地规模的主要因素,在乡村产业振兴背景下,与新型农业经营主体形成利益联结,成为决定农户土地经营规模的核心因素之一;承包土地的资源配置效率有降低的趋势,但是,经营土地的资源配置效率有提高的趋势;农地流转对承包土地的资源配置效率没有影响或负向影响,对经营土地的资源配置效率有显著正向影响,农地流转有助于提高经营土地的资源配置效率。为提高农地资源配置效率,要完善三权分置制度,政府要加大乡村产业项目的支持力度,引导新型农业经营主体与农户建立利益联结,提升乡村产业发展水平,建立农地流转市场交易中心,降低交易成本。

1 数据来源

本研究数据来源于课题组 2016—2020 年在湖南省的追踪调查。调查始于 2016 年,主题为产业扶贫、项目制和利益联结机制等,连续观察了 5 年。调查时间一般选择在暑期,结合研究生“三下乡”活动开展调查研究。在湖南省各地选择 1 个样本村,每村选择农户约 100 户,年调查样本约 1 300 户左右,调查内容涵盖农户的个体特征、家庭特征、生产、生活和消费特征等。获得的初始样本情况详见表 1。

在追踪调查中,询问了农户单位面积产出问题,为准确衡量农业生产增加值,使用分地区的农业生产价格指数对其进行平减,得到不变价衡量农户单位面积产出(以 2016 年为基准)。考虑到农地流转与利用的复杂情况,分别向农户询问了农地承包面积、农地经营面积和农地耕作面积等问题。农

表 1 湖南省各地区村庄追踪调查(2016—2020 年)初始样本情况

年份	村庄 (个)	农户 (户)	个人 (人)
2016	13	1 321	5 421
2017	13	1 248	5 382
2018	13	1 302	6 583
2019	13	1 259	5 384
2020	13	1 392	6 492

资料来源:笔者所在课题组暑期追踪调查并整理的资料。表 2 同。

地承包面积为农户从村委会以土地承包协议形式

表 2 农户的单位面积产出、承包面积、经营面积和耕作面积情况

年份	单位面积产出(元/hm ²)		承包面积(hm ² /户)		经营面积(hm ² /户)		耕作面积(hm ² /户)	
	平均值	中位数	平均值	中位数	平均值	中位数	平均值	中位数
2016	18 640.80	10 819.80	0.393	0.214	0.456	0.316	0.559	0.462
2017	19 475.10	10 988.85	0.362	0.256	0.414	0.293	0.595	0.419
2018	19 867.35	11 149.35	0.388	0.255	0.395	0.286	0.601	0.461
2019	20 778.45	11 088.30	0.401	0.243	0.389	0.321	0.566	0.429
2020	21 152.10	11 164.35	0.355	0.238	0.461	0.307	0.563	0.412

2 农地配置的影响因素

2.1 农地配置的制度基础

改革开放以来,我国开始实行家庭土地承包经营制,将土地所有权和经营权分离,农村土地归集体所有,采取签订承包协议的方式向本村农户发包土地,农户享有土地承包经营权。土地承包经营权是一种财产权利,也是一种身份权利,只有隶属于集体组织成员,才有资格获得^[16]。为了保障集体组织成员公平地占有和使用土地,一般以村或村民小组为单位,按人口数量平均分配土地,基本上不考虑集体组织成员在劳动能力或生产效率上的差异^[17]。在这种制度条件下,农户家庭承包的土地规模一般由 2 个因素决定:一是村或村小组集体组织的土地资源禀赋。由于农村土地是以村或村小组为单位进行分配,不同地区的村或村小组集体组织拥有的土地资源不同,湖区或平原地区的土地资源较多,山区或丘陵区的土地资源较少。村或村小组集体组织的土地资源越多,在集体成员人口数量一定的条件下,农户家庭土地规模越大^[18]。二是农户家庭人口数量。农户只能在村或村小组集体组织内分配土地,在集体组织土地资源禀赋一定的条件下,农户家庭人口数量越多,分得的土地越多,农户家庭土地规模越大^[19]。

承包的土地面积,农地经营面积为农地承包面积与农地流入面积之和,农地耕作面积为农户通过劳动实际耕作的面积。

表 2 概括了农户单位面积产出和农地面积的基本情况。2016—2020 年,农户单位面积产出呈现出弱增长趋势,从 2016 年的 18 640.80 元/hm²,提高至 2020 年的 21 152.10 元/hm²,年均增长 4.51% 左右,与我国粮食生产的宏观趋势基本一致。农户的户均承包面积为 0.373 hm²/户,户均经营面积为 0.407 hm²/户,户均实际耕作面积达到了 0.573 hm²/户。

为了鼓励农户对土地进行长期投资,避免滥用土地等机会主义行为,我国多次发文要求维持土地承包经营权 15 年或 30 年保持不变,2002 年出台的《中华人民共和国农村土地承包法》和 2008 年出台的《中华人民共和国物权法》,更是以法律的形式明确规定:“承包期内,发包方不得调整承包地”。但是,随着村或小组集体成员的出生、死亡、升学、迁移或外嫁,家庭人口数量或规模处于变动之中,土地承包经营权是一种身份权利,村或村小组集体组织成员都有权要求分配土地,土地平均分配的局面无法长期持续。因此,各地普遍采用“3 年小调整,5 年大调整”的政策,以维持土地的平均分配状态^[20]。

考虑到农户生产能力或效率的异质性,平均分配属于土地资源误配,误配越严重,土地资源配资效率越低。农地流转有助于合理配置土地资源,提高土地资源配资效率。但是,由于土地承包经营权产权不清晰,身份权与经营权混同,生产效率较低的农户不愿意放弃土地承包,农地流转面临制度障碍^[21]。因此,国家启动了土地确权登记,将土地承包经营权登记为不动产;2018 年修改了《中华人民共和国农村土地承包法》,明确规定土地集体所有、承包权和经营权三权分置,农户可以在保持土地承包权的前提下,自由流转土地经营权。至此,农地流转的制度障碍基本上已经清除。

2017 年,国家开始实施乡村振兴战略,提出乡村产业兴旺的总要求。我国逐渐加大了乡村产业项目的支持力度,提出要促进农业适度规模经营,开发特色产业或乡村旅游业,发展农产品加工业;提出要与产业扶贫实现有效衔接,通过利益联结机制,实现共同富裕,提升农户的幸福感、获得感和安全感^[22]。在国家的大力支持下,大量社会资本进入农村从事农业开发,形成了龙头企业、合作社、种养大户和家庭农场等新型农业主体+农户的乡村产业发展模式,农地经营权逐渐向与新型农业经营主体有利益联结的农户或种养大户集中。因此,在乡村产业振兴背景下,农户经营的土地规模由农户是否与新型农业经营主体存在利益联结决定。

2.2 农地分配影响因素的实证分析

农地承包经营权属于身份权利,按人口平均分配,不以农业生产效率为标准进行分配,土地资源误配的可能性非常大。乡村产业振兴背景下,国家推动土地确权登记,实行土地所有权、承包权和经营权三权分置,扫除了农地流转的制度障碍,土地资源误配的可能性降低。因此,本研究以 5 年的连续追踪数据,建立如下回归方程,来实证检验家庭结构、村庄特征、单位面积产出(农业生产效率)以

及利益联结对土地规模的影响:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta H_{i,t} + \gamma E_{i,t} + \delta A_{i,t} + \theta C_{i,t} + f_i + f_t + \varepsilon_{i,t}。$$

式中, $Y_{i,t}$ 表示第 t 年农户 i 的土地规模,包括 3 种情况:一是承包土地规模,二是经营土地规模,三是耕作土地规模。承包土地规模是基于村民身份分配的土地,经营土地规模是除承包土地之外通过农地流转获得土地,耕作土地规模是农户实际耕作的土地,包括承包的土地、流转的土地和未流转代种或代管的土地。 $H_{i,t}$ 表示第 t 年农户 i 的家庭结构情况,包括 2 个方面:一是家庭人口数量,以户为单位进行统计;二是劳动力比例,以劳动力人口占家庭人口比例进行统计。 $E_{i,t}$ 表示第 t 年农户 i 的农业生产效率,以单位面积年产出进行统计。 $A_{i,t}$ 表示第 t 年农户 i 的利益联结,以二分变量进行统计,与新型农业经营主体有利益联结关系为 1,没有利益联结关系为 0。 $C_{i,t}$ 表示控制变量,包括第 t 年农户 i 的个体特征、社会特征等。 f_i 表示农户固定效应; f_t 表示时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为相应的残差项; β 、 γ 、 δ 和 θ 为相应的回归系数。为验证发展趋势,对于单位面积产出(农业生产效率)和利益联结,本研究采用滞后 1 期进行回归分析,回归结果见表 3。

表 3 家庭结构、村庄特征、利益联结影响农地规模统计

自变量	因变量	承包面积		经营面积		耕作面积	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭结构	人品数量	0.231 2*** (0.021 2)	0.212 8*** (0.023 1)	0.321 9*** (0.023 2)	0.289 1*** (0.024 1)	0.421 8*** (0.043 1)	0.410 2*** (0.042 8)
	劳动力占比	0.043 5 (0.092 1)	-0.031 2 (0.032 4)	0.132 4 (0.345 1)	0.113 2 (0.132 3)	0.231 4 (0.125 1)	0.093 4 (0.231 1)
村庄特征	人均面积	1.872*** (0.012 3)	1.657*** (0.021 5)	1.456*** (0.032 1)	1.421*** (0.014 9)	1.932*** (0.043 2)	1.917*** (0.023 5)
单位面积产出	滞后 1 期		-0.132 1*** (0.012 9)		0.215 8* (0.123 7)		0.438 2* (0.158 4)
利益联结	滞后 1 期		0.112 9 (0.019 4)		0.219 3*** (0.023 1)		0.324 7*** (0.138 2)
	户主特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	农户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数		6 522	6 522	6 522	6 522	6 522	6 522
R^2		0.212	0.249	0.209	0.217	0.149	0.179

注: *、**、*** 分别表示 0.10、0.05、0.01 统计水平上显著,括号内为标准误。表 5 同。

在表 3 中,方程(1)和(2)的因变量为土地承包面积,土地以村民身份为依据平均分配。在家庭特征中,人口数量与土地承包面积呈正相关关系,系

数为 0.231 2,在 0.01 的统计水平上显著,说明家庭人口每增加 1 人,土地承包面积增加 0.015 hm^2 ;在村庄特征中,人均面积与土地承包面积同样呈正相

关关系,人均每增加 1 hm²,土地承包面积增加 1.8 hm²。在方程(3)和(4)中,因变量为土地经营面积,在方程(5)和(6)中,因变量为土地耕作面积,二者受家庭特征和村庄特征的影响与方程(1)和(2)类似。在上述方程中,将单位面积产出和利益联结滞后 1 期进行回归发现,在承包面积中,单位面积产出与承包面积呈负相关关系,且在 0.01 统计水平显著,说明承包面积不是按农业生产效率进行分配;利益联结与承包面积不相关,说明承包面积也不是按利益联结进行分配。在经营面积中,单位面积产出与经营面积呈弱正相关关系,说明经营面积在一定程度上按农业生产效率进行分配。利益联结与经营面积呈正相关关系,且在 0.01 的统计水平上显著,说明经营面积在一定程度上按利益联结进行分配。耕作面积与经营面积的结果类似。

从上述结果分析可以得出如下结论:决定土地规模的核心因素是家庭人口数量和村庄土地资源禀赋,二者与土地规模呈正相关关系。农业生产效率不是决定土地承包规模的关键因素,农业生产效率与承包面积呈负相关关系。但是,农业生产效率与土地经营面积和耕作面积呈弱正相关关系,这一点与盖庆恩等的发现并不一致^[23]。利益联结与土地承包面积不相关,与土地经营面积和耕作面积呈正相关关系,说明土地承包权是一种身份权利,主要与村民身份有关,土地承包面积主要由家庭人口数量和村庄土地资源禀赋决定,土地经营权混合了身份权利和契约权利,可以通过农地流转扩大经营规模,在与新型农业经营主体进行利益联结的激励下,土地收益预期提高,农户倾向于流入农地,扩大土地经营面积或耕作面积。

3 农地资源配置效率测量

为了分析农地流转对农地资源配置效率的影响,需要先行测量农地资源配置的效率,预估农地资源配置效率的现实情况。根据资源配置的相关理论,可以采用农户单位面积产出的方差来测量土地资源配置效率。

3.1 农地资源配置效率的测量方法

在理想的市场模型中,信息是完全且充分的,交易费用为 0,同质要素在市场中自由流动时,获得的回报必然最终会趋同。如果资源拥有者的生产效率较低,要素边际产出较低,那么根据市场规律,资源必然会向生产效率较高者转移,直至市场中所

有资源拥有者的生产效率趋同,边际产出也趋同为止。在均衡状态下,要素配置效率最佳,要素边际产出的方差为 0,对均衡状态的任何偏离都是无效率的,偏离程度越高,效率越低。有学者运用方差方法,通过衡量要素边际产出的分布情况,研究了我国东、中、西部以及东北地区农户家庭生产的要素配置扭曲程度及其与全要素生产率(TFP)总量的关系,发现不同地区农户要素配置的扭曲存在显著的差异^[24]。

借鉴上述方法,可以测量农地资源配置效率。本研究以单位面积产出作为衡量农地资源配置效率的代理指标,通过方差来测量农地资源配置效率的离散情况。数据越大,说明发散程度越大,效率越低;数据越小,发散程度越小,效率越高。农地分配以村为单位,可以建立村级土地资源配置方差方程:

$$V_{n,t} = \frac{(M - Y_{1,t})^2 + (M - Y_{2,t})^2 + \dots + (M - Y_{n,t})^2}{n}$$

式中: M 为村农户单位面积产出的算术平均值; $Y_{n,t}$ 为农户 n 在 t 年的单位面积产出; $V_{n,t}$ 为农户单位面积产出的方差,代表农户单位面积产出的离散情况,离散越小,农地资源配置效率越高。

3.2 农地资源配置效率的现状分析

基于以上方法,本研究测量了样本所在地区村级承包土地、经营土地和耕作土地的资源配置效率,分年度情况见图 1、图 2。对于承包土地资源配置效率情况,方差越小,土地资源配置效率越高,误配程度越低。从数据上分析,所有村庄分年度的方差均显著大于 0,说明承包土地资源配置效率还有提升空间,农地资源误配情形比较普遍;从年度上分析,2016 年方差为 0.361 2,2020 年方差为 0.373 4,方差逐年增加,说明承包土地的资源配置效率有下降趋势,误配程度有扩大趋势。

使用方差衡量的经营土地资源配置效率情况

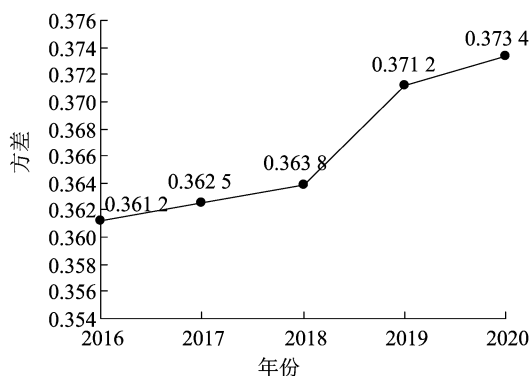


图1 村级承包土地资源配置效率情况(2016—2020年)

见图 2, 方差越小, 土地资源配效率越高, 误配程度越低。从数据上分析, 所有村庄经营土地方差均显著大于 0, 说明经营土地的资源配效率也有提升空间, 农地资源误配也广泛存在。从年度上分析, 2016 年的方差为 0.362 3, 2020 年的方差为 0.343 6, 方差逐年减小, 说明经营土地的资源配效率有上升趋势, 误配程度有所下降。

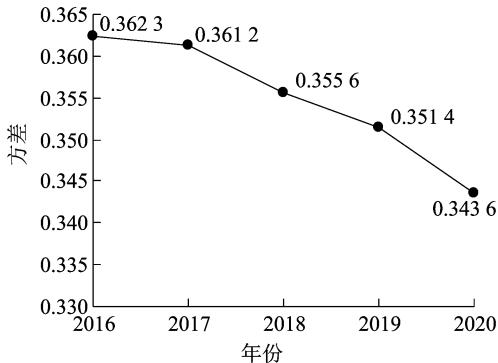


图2 村级经营土地资源配效率情况(2016—2020年)

以上分析表明, 以村民身份为依据对农地进行平均分配, 农地资源配效率不高, 误配程度较大, 且有逐年扩大趋势, 只有农地自由流转才能缓解这一状况。在乡村振兴背景下, 政府通过产业项目引导社会资本开发农业、特色产业或乡村旅游业, 与农户达成各种形式的利益联结, 通过农地流转, 农户经营土地规模逐年扩大, 经营土地的资源配效率也逐年提升, 误配程度逐年下降。

4 农地流转对农地资源配效率的影响

4.1 回归模型设计

农村土地承包权是一种身份权利, 承包的土地资源以村民身份而非生产效率为依据进行分配, 农村土地经营权是一种契约权利, 经营的土地资源可以通过农地流转获得。因此, 可以预见, 农地流转无法影响承包土地的资源配效率, 但必然会影响经营土地的资源配效率。农地流转市场越完备, 市场需求越大, 经营土地的资源配效率越高。为验证这个结论, 本研究建立以下方程:

$$V_{n,t} = \alpha + \beta L_{n,t} + \theta C_{n,t} + f_n + f_t + \varepsilon_{n,t} \circ$$

式中: $V_{n,t}$ 表示农户 n 在 t 年的单位面积产出方差; $L_{n,t}$ 为农户 n 在 t 年的农地流转情况; $C_{n,t}$ 为控制变量, 包括村庄人均土地规模、村庄人均收入、村民个体特征等; f_n 为村级固定效应; f_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{n,t}$ 为相应的残差项; α 、 β 、 θ 为相应的回归系数。当 $V_{n,t}$ 越大时, 说明土地资源配效率越低, $L_{n,t}$ 如果与

其成正相关且统计显著, 那么农地流转会降低土地资源配效率, 如果与其成负相关且统计显著, 那么农地流转会提升土地资源配效率。从数据上分析, 如果 β 系数小于 0 且统计显著, 那么农地流转会提升土地资源配效率。

4.2 变量定义及说明

因变量或被解释变量 $V_{n,t}$ 采用前文测量的农户单位面积产出方差, 使用承包土地单位面积产出方差和经营土地单位面积产出方差分别统计, 代表承包土地的资源配效率和经营土地资源配效率。

自变量或解释变量 $L_{n,t}$ 采用农地流出或流入情况进行统计。农地流出情况采用 2 个指标进行衡量, 一是流出农地农户占样本总农户的比例, 二是流出农地占承包土地的比例。农地流入也采用 2 个指标进行衡量: 一是流入农地农户占样本总农户的比例, 二是流入农地占总承包土地的比例。表 4 给出了农地流转情况的描述性统计情况。

表 4 农地流出与流入比例情况

年份	农地流出		农地流入	
	农户比例 (%)	土地占比 (%)	农户比例 (%)	土地占比 (%)
2016	7.45	3.28	5.32	2.35
2017	7.82	3.14	5.46	2.41
2018	8.42	4.32	5.61	3.13
2019	9.39	5.13	6.13	3.36
2020	11.36	5.45	6.48	4.11

由表 4 可知, 农地流出的农户比例和流出土地占比, 分别从 2016 年的 7.45% 和 3.28%, 增长到 2020 年的 11.36% 和 5.45%, 无论是流出农地的农户还是流出农地的规模, 都有明显增长; 农地流入的农户比例和流入土地占比, 分别从 2016 年的 5.32% 和 2.35%, 增长到 2020 年的 6.48% 和 4.11%, 无论是流入农地的农户还是流入农地的规模, 也都有明显增长。但是, 考虑到农地规模是固定的, 农地流出与流入的规模或占比并不相等, 流出农地的规模明显大于流入, 这说明农地流转过程中, 接受农地流转的不仅有农户, 还有龙头企业、合作社和家庭农场等新型农业经营主体。

在控制变量 $C_{n,t}$ 中, 农户的个体特征、社会特征以及环境因素等都可能影响农户流转农地的决策或意愿。农户年龄越大, 劳动力越弱, 流出土地的可能性或意愿越大, 流入土地的可能性或意愿越小。但是, 农户年龄越大, 种地经验或能力也会越

丰富,职业路径依赖性越强,也可能增加流出或流入土地的可能性或意愿;农户受教育程度越高,越有可能从事非农职业,流出土地可能性或意愿越大。如果从事农业,农户受教育程度越高,越有可能从事规模农业或特色产业,产生强烈的流入土地可能性或意愿;农户为女性,因劳动能力较弱,流出土地的可能性或意愿较大,流入土地的可能性或意愿较小。农户为男性,则可能正好相反;农户如果是中共党员,接受党和政府政策信息较快,与受教育程度可能会产生相似的影响;除此之外,耕地面积、农业机械化水平和当地经济发展水平等环境要素,无疑都会对农户流转土地决策行为产生影响。

4.3 结果与分析

表 5 报告了农地流转影响土地资源效率的面板数据回归分析结果。当因变量为承包土地单位面积产出方差时,农地流出中的农户占比和土地占比与其呈正相关关系,且在 1% 的统计水平上显著,农地流入中的农户占比和土地占比与其呈正相关关系,但是影响不显著。这说明转出承包农地的农户越多,转出土地规模越大,土地资源效率越低。转出承包农地的农户农业生产效率较低,只有通过转出土地,才能提高土地资源效率。这也更进一步印证了之前的结论,承包土地面积是以

村民身份为依据进行分配,家庭人口数量和村庄土地禀赋是决定性因素,农户的农业生产效率不是决定因素。

当因变量为经营土地单位面积产出方差时,农地流出中农户占比与其呈负相关关系且在 0.01 的统计水平上显著,土地占比与其呈正相关关系但影响不显著;农地流入中的农户占比和土地占比与其呈负相关关系且在 0.05 的统计水平上显著。这说明在经营农地流出行为中,流出农地的农户越多,越有助于提高土地资源效率;在经营农地流入行为中,流入农地的农户越多,流入农地的规模越大,越有助于提高土地资源效率。

从回归结果分析,农地流转成为影响土地资源效率的决定性因素之一,尤其是在经营土地的流入方面,农户占比和土地占比都对土地资源效率提升有显著影响。结合前文分析可以判断出,在乡村产业振兴背景下,政府加大了产业项目支持力度,吸引了大量社会资本投资农业,成立新型农业经营主体,通过各种利益联结方式带动农户流入农地,显著地提高了土地资源效率。但是,在承包土地的流转方面,农户占比和土地占比对土地资源效率提升有负向作用,以村民身份为依据的土地分配存在较大程度的资源误配。

表 5 农地流转影响土地资源效率回归分析结果

变量	农地流出 $L_{n,t}$		农地流入 $L_{n,t}$	
	农户占比 (%)	土地占比 (%)	农户占比 (%)	土地占比 (%)
承包土地单位面积产出方差 $V_{n,t}$	0.087 3 ** (0.032 7)	0.189 3 *** (0.047 3)	0.075 4 * (0.032 1)	0.137 * (0.023 1)
经营土地单位面积产出方差 $V_{n,t}$	-0.058 4 *** (0.084 3)	0.271 1 (0.012 8)	-0.219 4 ** (0.231 4)	-0.321 8 ** (0.139 2)
样本数 N (个)	1 392	1 392	1 392	1 392
R^2	0.132	0.154	0.142	0.135

5 结论与政策建议

改革开放以来,我国农村实行土地承包经营制,土地集体所有权与农户承包经营权两权分离,激发了农户生产积极性,促进农业快速发展。但是,土地是以村民身份为依据平均分配,不以农户生产能力或效率为依据进行分配,必然会带来土地资源效率不高或误配的问题。理论上而言,农地自由流转有助于提高土地资源效率,现有文献大多集中于农地自由流转面临的障碍问题,对农地流转是否真正有助于提升土地资源效率关注不多。在乡村产业振兴背景下,国家实行土地集体所有权、承包权和经营权三权分置制度,消除了

农地流转的制度障碍,通过乡村产业项目加大转移支付力度,引导社会资本投资农业,扩大农地流转的市场需求,农地流转与土地资源效率的关系出现新动向。本研究基于笔者所在课题组连续 5 年追踪调查获得的数据进行研究,得出如下结论:

一是农户家庭人口特征和村庄土地资源禀赋是决定土地承包面积规模的决定因素,农户生产效率与土地承包面积规模呈负相关或不相关关系,土地资源误配程度较高。在乡村产业振兴背景下,农户与新型农业经营主体间的利益联结,成为土地经营面积规模的决定因素之一,有助于改善土地资源误配程度,提高土地资源效率。

二是承包土地资源效率不高,误配程度还

有提高的趋势。2016—2020年,承包土地农户单位面积产出的方差有所提高;但是,在乡村产业振兴背景下,经营土地资源效率有所提高,误配程度有所下降。2016—2020年,经营土地农户单位面积产出的方差有所下降。

三是农地流转方向对土地资源效率有显著的异质性影响。如果是承包土地,农地流出对土地资源效率有负向显著影响,流出越多,土地资源效率越低,农地流入对土地资源效率影响不显著;如果是经营土地,农地流出和流入都对土地资源效率有正向显著影响,农地流转越多,土地资源效率越高。在乡村产业振兴背景下,与新型农业经营主体形成利益联结的农户,土地生产效率更高,通过农地流转获得了更多的土地资源,有助于提高经营土地资源效率,降低土地资源误配程度。

为进一步改善土地资源效率,提高农业生产效率,应当从以下几个方面着手:一是继续完善三权分置制度。在现行土地确权的基础上,强力保障农户的承包权不受影响,进一步明晰土地经营权的边界,提高土地经营权的流转自由度。二是提高乡村产业振兴力度。国家加大产业项目的转移支付力度,引导社会资本投资乡村产业,进一步扩大农地流转市场需求,促进土地经营权自由快速流转。三是消除农地流转的政策障碍。建立农地流转市场交易中心,在土地确权的基础上,推动农地流转交易市场信息化,降低农地流转的交易费用,提高土地资源效率。

参考文献:

[1]张曙光,张弛.奥地利经济学:是非功过及其复兴[J].学术界,2019(4):168-177.

[2]钱忠好.农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析[J].管理世界,2002(6):35-45,154.

[3]程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J].管理世界,2016(1):88-98.

[4]俞海,黄季焜,Scott R,等.地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用[J].经济研究,2003,38(9):82-91,95.

[5]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.

[6]邵漂亮,黄季焜.不同类型流转农地与农户投资的关系分析[J].中国农村经济,2011(4):9-17.

[7]钱忠好.非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J].中国农村经济,2008(10):13-21.

[8]冒佩华,徐骥.农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015(5):63-74,88.

[9]冒佩华,徐骥,贺小丹,等.农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证[J].经济研究,2015,50(11):161-176.

[10]陈海磊,史清华,顾海英.农户土地流转是有效率的吗?——以山西为例[J].中国农村经济,2014(7):61-71,96.

[11]盖庆恩,朱喜,程名望,等.土地资源效率与劳动生产率[J].经济研究,2017,52(5):117-130.

[12]Chen C R. Untitled land, occupational choice, and agricultural productivity[J]. American Economic Journal,2017,9(4):91-121.

[13]廖洪乐.农地“两权”分离和“三权”分置的经济学与法学逻辑[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(5):109-118.

[14]田洁.乡村振兴背景下农地流转制度改革路径探析[J].人民论坛,2019(24):144-145.

[15]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):137-145,169.

[16]姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000(2):54-65,206.

[17]李宁,何兴邦,王舒娟.地权结构细分视角下中国农地产权制度变迁与改革:一个分析框架的构建[J].中国农村观察,2017(2):2-14.

[18]唐浩.农地再分配的村庄原因——基于401个村庄的实证研究[J].中央财经大学学报,2012(6):67-73,85.

[19]何欣,蒋涛,郭良燕,等.中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013—2015年29省的农户调查数据[J].管理世界,2016(6):79-89.

[20]胡继亮,刘心仪.农户土地承包权退出意愿及其影响因素研究——基于湖北省的微观调查数据[J].江汉论坛,2017(4):36-40.

[21]张勇,包婷婷.农地流转中的农户土地权益保障:现实困境与路径选择——基于“三权分置”视角[J].经济学家,2020(8):120-128.

[22]于战平,李春杰.深刻认识国内外经验,创新中国乡村振兴模式[J].江苏农业科学,2021,49(5):1-6.

[23]盖庆恩,程名望,朱喜,等.土地流转能够影响农地资源配置效率吗?——来自农村固定观察点的证据[J].经济学,2020,20(5):321-340.

[24]朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011,46(5):86-98.