土地跨村流转能否实现粮食生产率增长?*

——基于 15 省农户调查数据的实证分析

王震辛贤

摘要:促进土地流转市场整合以优化土地资源配置,是推进农业农村现代化的关键。基于15省农户调查数据,本文以水稻为例,从转入者视角在全要素生产率和土地生产率两个层面实证检验土地跨村流转能否实现粮食生产率增长。实证研究发现,在其他条件相同的情况下,相对土地封闭在村庄内流转,土地跨村流转使农户水稻全要素生产率显著增长5.4%,使水稻土地生产率显著增长7.9%。异质性考察结果表明,土地跨村流转能同时促进新型农业经营主体水稻全要素生产率和土地生产率的增长,但只能促进传统农户水稻土地生产率的增长,对传统农户水稻全要素生产率增长无显著效果。土地跨村流转对土地经营规模适度农户的水稻全要素生产率和土地生产率增长的促进效果最大。因而,要推进土地流转市场的村庄一体化,以进一步优化土地资源配置。

关键词: 土地跨村流转 水稻 全要素生产率 土地生产率 中图分类号: F301.0 文献标识码: A

一、问题提出

扩大农村耕地资源的市场配置范围对优化粮食生产要素配置、提高粮食生产效率和实现乡村振兴 具有重要意义。得益于政府的制度改革、不断加大的扶持力度以及市场参与者流转土地需求的增加, 中国农村土地流转市场持续发展。从参与者数量看,根据 2010—2016 年农村固定观察点调查数据, 转出承包耕地户数占总户数的比例从 2009 年的 11.2%上升到 2015 年的 21.2%。从流转面积看,根据 2012—2018 年《中国农业年鉴》统计数据,农村家庭承包耕地流转总面积占家庭承包耕地面积的比例 从 2011 年的 17.84%增加到 2017 年的 36.98%。但是,土地流转市场的典型特征是流转空间范围局限 在村庄内部,即土地流转市场是典型的村庄内部市场。洪名勇(2009)较早地指出这一特征,基于实 地调查数据发现,90%以上的土地租赁行为发生在同一个行政村内部。石敏和李琴(2014)基于实地 调查数据发现,土地转入对象为本村农户的户数占转入总户数的比例高达 91.37%。仇焕广等(2017) 利用农户调查数据同样发现,农户间的土地流转基本上都发生在村民小组内部或者本村成员之间。根

^{*}感谢匿名审稿人提出的修改意见和建议,文责自负。本文通讯作者:辛贤。

据本文所用调查数据,村庄内部农户间流转土地的户数占内部和外部总土地流转户数的比例为83.59%。 长期来看,土地在封闭性市场中配置很可能导致土地流转的"小农复制",不但不利于土地的市 场化配置,难以形成土地的规模化经营,还会导致土地流转陷入"内卷化",不利于农地生产效率提 高(匡远配和陆钰凤, 2018), 甚至有学者指出要素在封闭的"条条块块"的市场中配置不是有效的 (洪银兴, 2020)。虽然还未有学者关注到村与村之间的土地配置,但 Chen et al. (2017)以埃塞俄比 亚为例研究发现,若土地等资源可在县与县之间自由配置,农业全要素生产率将显著提高 32%。当前 中国农村土地流转逐渐突破村庄边界,流转市场范围正在从村庄内部扩大到村庄外部。根据农村固定 观察点调查数据,2009—2015年,跨村转出土地户数占土地转出户数的比例从4.89%逐渐上升至 13.70%, 跨村转出的土地平均面积从 2.48 亩增加到 8.09 亩。根据本文所用调查数据, 跨村转入土地 户数占转入土地总户数的比例从2014年的11.72%逐渐上升到2018年的19.00%。那么,相对土地封 闭在村庄内部流转,土地跨村流转是否优化了土地资源配置?进一步地,土地跨村流转能否实现粮食 生产率增长?这是本文将要回答的核心问题。在进行分析之前,需阐明两个核心概念。第一,土地跨 村流转指土地经营权流转发生在不属于同一个行政村的农户之间,土地村内流转指土地经营权流转发 生在同一个行政村的农户之间。另外,本文从转入者视角展开研究,即只研究土地转入农户,不考 虑土地转出农户。第二,生产率是一个多维概念,本文关注全要素生产率和土地生产率,前者对应种 粮净收益最大化,后者对应粮食产量最大化。提升全要素生产率是提升农业竞争力的重要途径,是农 业永续发展的需要,更是农民持续增收的基础。土地生产率提高对促进粮食产量增长,维护国家粮食 安全十分重要。全要素生产率增长意味着种粮净收益增加,因而对农户等经营主体而言,他们更关心 全要素生产率是否增长,而非粮食单产是否提高,也就出现了农户净收益最大化目标和政府粮食产量 最大化目标不一致的问题(尚旭东和朱守银,2017)。因此,土地跨村流转如能够实现全要素生产率 和土地生产率的同步增长,则土地跨村流转在提高农户净收益的同时,也有助于提高粮食产量。基于 此,本文同时考虑两者,以水稻为例实证检验土地跨村流转对水稻全要素生产率和水稻土地生产率的 影响。

当前相关研究大多关注土地在农户之间的流转,鲜有研究关注村庄层面的土地流转市场。Brandt et al. (2002) 发现绝大多数农户选择具有熟人关系的农户作为流转对象。钱忠好和冀县卿(2016)的大样本调查数据显示,土地转给亲戚和邻居的农户数量占转出总户数的比例高达 63.65%。孔祥智和徐珍源(2010)分析了转出农户选择亲朋好友作为流转对象的原因。Macours et al. (2010)的研究更为深入,其运用多米尼加农村调查数据研究发现,由于土地产权不安全,土地所有者更倾向于将土地租赁给社会关系亲近的承租人。这不仅会导致土地效率损失,还会严重阻碍土地流转市场的发展,使得土地交易量(流转地块数)下降 21%。实际上,由于土地产权不清晰、市场信息不对称、制度约束等原

[®]农户即经营者,包括经营大户、家庭农场。本文没有考虑土地在农户与合作社、工商企业等组织之间的流转,原因如下:第一,这些主体间的土地流转无法区分是村内流转,还是跨村流转。第二,从合作社、工商企业等手中转入土地的农户占所有转入土地农户的比重很低,2016 年、2017 年和 2018 年分别为 8.58%、9.32%和 6%。

因,不发达国家的土地资源错配或无效配置问题普遍存在(Chen, 2017),并导致农业生产效率损失。Restuccia and Santaeulalia-Llopis(2017)实证研究发现,若土地资源可在农户之间自由配置,马拉维的农业生产效率将显著提高 3.6 倍。然而,土地在村庄之间的流转是否意味着土地资源配置得到优化以及其对农业生产率有何影响等问题被学者们忽略了。忽略土地流转范围,可能会使得研究结论不一致。比如,曾雅婷等(2018)证实土地流转有利于提高粮食生产效率,而陈训波等(2011)的研究表明农地流转显著降低了农业生产效率和土地生产率。盖庆恩等(2020)的研究具有开创性,其将土地流转活动区分为农户间的流转和非农户间的流转两类,发现只有农户间的土地流转才能降低土地资源错配程度。在上述研究基础上,本文利用 15 省农户调查数据,实证考察土地跨村流转对水稻全要素生产率和土地生产率的影响,以验证土地跨村流转是否进一步优化了土地资源配置。本文的边际贡献在于将研究视角放在村庄层面,首先从理论层面深入探讨了土地流转突破村庄边界为何是一种更具效率的土地配置活动,并提出研究假说;然后从全要素生产率和土地生产率两方面详细验证土地流转突破村庄边界是否优化了土地要素配置。明确上述问题对进一步提高土地要素的市场化配置程度,促进粮食生产率增长具有重要意义。

二、理论分析与研究假说

村庄边界是否为市场壁垒,将土地流转市场分割,这是首先需要考虑的问题。贸易经济学中的边界效应(border effect)理论认为,行政边界(political border)是隐性的市场壁垒,严重阻碍了生产要素或商品交易市场的一体化。根据该理论,可以从两点判断村庄边界是否为阻碍土地跨村流转的隐性壁垒:第一,村干部是否对土地流转进行政治干预(Alesina et al., 2000);第二,村庄行政边界是否造成本土偏好(home bias)(Hillberry and Hummels,2003),本土偏好指土地流转"本村偏好"。

从土地制度看,始于1978年的家庭承包责任制改革确立了村集体作为集体所属土地唯一所有者的地位,村庄土地分配的权力也随之转移到村集体,具体由村集体干部执行(Brandt et al.,2002)。这一基本的土地制度使得村庄具有行政边界属性,而行政边界是妨碍生产要素市场化配置的重要隐性壁垒之一(Spolaore and Wacziarg,2003)。村集体是法定的土地集体所有权委托代理人,依法享有发包土地、监督土地利用和制止损害土地行为等权力,且只有村集体组织成员才享有土地的分配权。因此,从法理上看,村庄行政边界在土地流转市场中是明显存在的。而在实践中,村集体或干部对土地流转的政治干预普遍存在。钱忠好和冀县卿(2016)实地调查发现,农户在转出和转入土地之前需得到村集体同意的户数占转出和转入土地总户数的比例分别为37.73%和45.08%。在江苏省,一些村干部甚至直接规定"不得私下和集体之外的人签订流转协议"(Brandt et al.,2017)^①。孙小龙等(2018)调查发现,农户流转土地受村级管制的现象普遍存在,并证实村级管制显著阻碍了土地流转市场的发展。目的为增强农户土地权能的"三权分置"改革,实际上更多地强化了村集体的土地市场主体地位而弱化了农户地位,激励村干部更多介入土地流转市场(朱冬亮,2020)。

^①根据本文所用调查数据,土地流转需村干部批准户数占流转总户数的比例为33.02%。

在土地政策上,政府曾对土地流转不准突破村庄边界有过明文规定。1984年的中央"一号文件"首次提出允许土地流转,但对流转对象和方式有严格限定,即流转对象只包括集体社员、流转方式只能是转包。这表明,当时的土地流转对象不能突破集体组织成员的边界。此外,与宅基地类似,土地具有身份属性,是一种成员权,这很可能使得农户潜意识地认为"土地只能在集体范围内成员间流转"(董新辉,2019)。叶剑平等(2006)发现,认为出租承包地应得到村集体批准的农户占总调查户数的比例高达43.40%。同时,根据街头官僚理论,村干部在土地流转决策中具有一定程度的自由裁量权,可以依据管理需要或利益诉求干预土地流转,甚至改变或重新演绎国家政策,保证了村民对村干部的依赖(张群梅,2014),这很可能导致具有潜在跨村流转土地意愿的农户因担心村干部不同意或不乐意而放弃流转,从而进一步增强农户土地流转的本村偏好。

基于上述分析,本文认为村庄是一个隐性市场壁垒,将土地流转市场分割成以村庄为单位的封闭市场,而土地跨村流转意味着土地流转市场的村庄壁垒作用逐步弱化,流转市场的一体化程度增加。

紧接着需要考虑的问题是,土地跨村流转是否为更优化的土地资源配置活动?本文从全要素生产 率和土地生产率两个角度进行分析。土地跨村流转表明土地流转市场范围扩大,市场整合程度增加。 根据经济学理论,要素市场一体化程度增加有利于提高要素配置效率,促进宏观经济发展。分析土地 跨村流转是否进一步优化土地资源配置,应区分村庄内部不存在土地流转市场和村庄内部存在土地流 转市场两种情况。对于前者,胡亮(2017)通过实地调查证实了部分村庄内部不存在土地流转市场, 即在有些地区,村庄内部的土地流转市场不存在,农户在村庄内部无法找到土地可流转对象。显然, 土地流转市场的村庄一体化有利于土地从边际产出较低的农户流向边际产出较高的农户,从而优化土 地资源配置。对于后者,相较于土地封闭在村庄内部流转,土地跨村流转有助于提高粮食全要素生产 率和土地生产率。这主要体现在三个方面: 第一,根据一价定律,土地跨村流转意味着土地流转价格 趋同(Gobillon and Wolff, 2016),在要素价格的引导下,劳动力和资本等其他要素均得到重新配置, 提高了配置效率,从而提高了全要素生产率。第二,土地跨村流转体现出边际产出拉平效应,即土地 从边际产出较低的农户自由流转向土地边际产出较高的农户,在边际报酬递减规律的支配下,土地边 际产出趋同(姚洋,2000)。因此,当两个村庄存在土地边际产出差异时,在市场机制作用下,土地 会按照比较优势从边际产出较低的村庄流转向边际产出较高的村庄。或者说,当流转市场从村内扩大 到村外时,土地可按照市场规律流转给生产率更高的村外生产者,从而提高土地生产率。这本质上是 降低土地资源在村庄之间的错配程度。第三,土地跨村流转使得农户可利用村庄之间的土地要素禀赋 差异来灵活调整土地转入规模,优化生产要素投入,促进全要素生产率和土地生产率提高。另外,农 业机械投入回报建立在一定的土地经营规模基础上,而机械投入在替代劳动力投入的同时,还能显著 提高生产效率(Wang et al., 2020),这也会促进全要素生产率和土地生产率增长。总之,从理论上看, 土地跨村流转通过促进流转市场价格趋同、发挥边际产出拉平效应、降低土地资源错配程度和优化生 产要素投入配置,提高粮食全要素生产率和土地生产率。

基于上述分析,本文提出研究假说:土地跨村流转有助于粮食全要素生产率和土地生产率提高。

三、模型设定与变量说明

(一) 模型设定

1.全要素生产率模型设定。借鉴朱秋博等(2019)的方法,本文首先估计水稻生产函数并得到相应的全要素生产率,然后建立因变量为全要素生产率的计量经济模型。模型设定如下:

$$lnTFP_i = \alpha_0 + \alpha_1 transfer_i + X'\alpha_2 + \alpha_3 t + \alpha_4 D + \varepsilon_i$$
 (1)

- (1) 式中, $lnTFP_i$ 表示农户i 水稻全要素生产率的对数, $transfer_i$ 表示农户i 是否跨村转入土地, $transfer_i=1$ 表示跨村转入土地, $transfer_i=0$ 表示村内转入土地;X'表示控制变量向量,t表示时间虚拟变量,D表示地区虚拟变量, ε_i 为误差项。
- 2.土地生产率模型设定。理论上,土地生产率受技术进步、资本投入、土地投入和劳动力投入等因素的影响。但已有研究表明,资本、劳动力等要素与土地面积很可能是内生的,即资本和劳动力等要素投入受土地投入的影响(仇焕广等,2017; Cheng et al., 2019)。因此,借鉴上述学者的方法,本文在模型中不引入资本和劳动力等要素投入变量,而是估计在各要素给定情况下特定的外生变量对土地生产率的影响。模型设定如下:

$$lny_i = \gamma_0 + \gamma_1 transfer_i + X'\gamma_4 + \gamma_5 t + \gamma_6 D + \delta_i$$
 (2)

(2) 式中, lny_i 表示农户i 水稻土地生产率的对数, δ_i 为误差项,其余变量含义同(1)式。 考虑到土地生产率与种植规模可能存在非线性关系,借鉴仇焕广等(2017)的方法,笔者进一步 控制了水稻种植规模和种植规模平方两个变量。具体的计量经济模型为:

$$lny_i = \gamma_0 + \gamma_1 transfer_i + \gamma_2 lnsize_i + \gamma_3 (lnsize_i)^2 + X'\gamma_4 + \gamma_5 t + \gamma_6 D + \delta_i$$
 (3)

(3)式中, $lnsize_i$ 和 $(lnsize_i)^2$ 分别为水稻种植规模和种植规模的平方,其余变量含义同(2)式。

(二) 变量说明

- 1.被解释变量。被解释变量包括水稻全要素生产率和土地生产率。全要素生产率通过估计生产函数得到。借鉴黄祖辉等(2014)的方法,本文将生产函数设定为柯布—道格拉斯形式,运用随机前沿估计方法得到水稻全要素生产率。产出指标为水稻产量,投入指标包括土地投入、劳动力投入和其他物质投入。其中,产出指标为水稻总产量(单位:公斤),土地投入为水稻种植面积(单位:亩),劳动力投入为家庭和雇工投入总和(单位:日),其他物质投入包括种子种苗投入、化肥投入、农膜投入、农药投入、灌溉投入和机械投入(其他物质投入单位:元)。土地生产率为每亩水稻种植面积产量(单位:公斤/亩)。
- 2.核心自变量和控制变量。核心自变量为是否跨村转入土地。如果农户转入的土地来源于不同的 行政村,是否跨村转入土地变量赋值为 1;如果农户转入的土地来源于同一个行政村,是否跨村转入 土地变量赋值为 0。

对于控制变量,在户主和家庭层面,本文引入户主^①年龄、性别、健康程度和受教育程度来控制 户主健康、教育等人力资本特征对水稻生产的影响; 引入家庭农业劳动力数量控制劳动力禀赋对水稻 产出的影响。参考钱龙和洪名勇(2016)的研究,本文引入家庭非农收入控制非农就业特征等对水稻 产出的影响。在土地层面,参考黄祖辉等(2014)的研究,本文引入家庭经营地块数量控制土地细碎 化程度对水稻产出的影响。根据要素需求函数可知,土地价格差异会影响劳动力和资本等要素投入, 进而影响水稻产出,因此,本文引入土地转入价格变量。土地流转成本同样会通过改变劳动力和资本 等要素的需求,影响水稻产出。一方面,正式组织通过消除市场信息不对称影响流转成本,借鉴 Huang and Ding(2016)的研究,本文引入村庄是否有土地流转平台变量来控制正式组织对土地流转成本的 影响。另一方面,非正式社会关系网络也会通过降低市场信息不对称影响土地流转成本,借鉴付振奇 和陈淑云(2017)的研究,本文引入家庭是否有成员为干部变量控制非正式社会关系网络对水稻产出 的影响。本文引入家庭土地经营范围变量来控制土地用途变化对水稻生产的影响,引入村庄地势是否 为平原变量控制土地质量和坡度等土地特性对水稻生产的影响。村庄地理位置偏远程度通过交通成本、 时间成本等对农业生产及生产成本产生影响(Stifel and Minten, 2008),因此,本文引入村庄离最近 公路干道距离变量控制村庄地理位置对水稻生产的影响。在县域层面,本文引入县农业机械总动力和 县粮食单产水平分别控制宏观层面的机械化发展和粮食生产自然条件等因素对水稻生产的影响。此外, 本文还引入时间虚拟变量和地区虚拟变量控制农户偏好等不可观测特征和宏观地区特征的影响。

四、数据来源与描述性统计

(一) 数据来源

本文所用数据来源于"新型农业经营主体调查"课题组的入户问卷调查数据,该调查从 2015 年至 2019 年已连续开展 5 年。每一年调查均采用典型抽样和随机抽样相结合的方式选取样本。首先,在综合考虑不同省份的位置、人口总量和农业发展水平等因素的基础上,运用典型抽样方法选择涵盖东部、中部、西部的 15 个农业大省作为调查省份,包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、四川和甘肃。然后,课题组在所选省份中运用典型抽样方法选择 317 个县(市)样本、398 个乡镇样本和 540 个行政村样本,最后运用随机抽样方法在每个行政村随机抽取 15~20 户农户作为调研对象。调查问卷包括家庭和村庄两个层面。家庭层面调查数据除包括家庭基本特征、非农就业和收入、农业补贴等项目外,还详细记录了农户土地流转情况以及水稻生产的成本收益情况。村庄层面调查数据包括村庄地理位置、地势、土地禀赋、道路等基础设施建设情况和农业生产情况等。2016 年及之前的调查问卷没有详细区分水稻农药、化肥和机械等物质资本投入,2017 年及之后的调查问卷详细区分了水稻每一类物质资本投入,故本文使用 2017 年至 2019 年的调查数据,反映的是 2016 年至 2018 年的情况,其中,水稻种植户共 1912 户。

本文基于2016-2018年1912个水稻种植户样本进行描述性统计分析,见表1。总体来看,水稻

[®]在调查问卷中,户主指家庭的农业生产决策者。

全要素生产率平均为 6.03, 这与龚斌磊和王硕(2021)测算的数值接近,说明测算结果符合实际情况。 水稻土地生产率平均为每亩 531.44 公斤。跨村转入土地的农户占转入土地农户的比例平均为 16.41%。 户主特征、家庭特征、村庄特征等变量不再赘述。

表1

模型中变量的描述性统计特征

变量名称	变量定义及单位	均值	标准差	样本量
全要素生产率	水稻全要素生产率	6.03	0.25	1912
土地生产率	每亩水稻种植面积产量,单位: 公斤/亩	531.44	297.50	1912
是否跨村转入土地	是=1, 否=0	0.16	0.37	515
年龄	调查时户主年龄,单位: 周岁	53.68	10.79	1912
性别	男=1,女=0	0.76	0.43	1912
健康程度	调查时户主健康程度: 无劳动能力=1, 差=2, 一般=3, 好=4	3.58	0.62	1912
受教育程度	调查时户主受教育程度:小学及以下=1,初中=2,高中=3,大专及以上=4	1.74	0.79	1912
家庭是否有成员为干部	调查时是否有家庭成员为村干部或乡镇干部:是=1, 否=0	0.16	0.36	1912
家庭农业劳动力数量	调查时家庭从事农业生产活动的人口数量,单位:人	2.22	1.13	1912
家庭非农收入	调查时家庭务工和非农经营收入,单位: 万元	4.34	9.57	1912
家庭经营地块数量	单位: 块	6.40	6.62	1912
家庭土地经营范围	纯种植=1,其他(包括种养结合等)=0	0.79	0.41	1912
土地转入价格	转入土地每亩租金,单位:元/亩	342.93	285.27	515
种植规模	调查时种植早稻面积,单位: 亩	26.66	131.88	1912
村庄是否有土地流转平台	村庄是否有土地流转平台: 是=1, 否=0	0.25	0.43	1912
村庄地势是否为平原	村庄地势是否为平原: 是=1, 否=0	0.32	0.47	1912
村庄离最近公路干道距离	村庄离最近公路干道的距离,单位: 公里	5.05	6.18	1912
县农业机械总动力	县耕种收三个环节投入的农机总动力,单位: 万千瓦	64.37	41.51	1912
县粮食单产水平	县每亩耕地的粮食作物产量,单位:公斤/亩	482.40	160.20	1912

注:①县农业机械总动力数据来源于 2017—2019 年的《中国县域统计年鉴(县市卷)》;②县粮食单产水平所需数据来源于 2017—2019 年县所在地级市或省的统计年鉴。

(二) 描述性统计分析

这部分首先使用课题组从 2015 年至 2019 年调查的所有农户样本数据分析 2014—2018 年土地流转市场的变化。如表 2 所示,2014—2018 年,转入土地户数占调查户数的比重和村内转入土地户数占转入土地户数占调查户数的比重和村内转入土地户数占转入土地户数占调查户数的比重从 2014 年的 28.49%下降到 2018 年的 23.86%,村内转入土地户数占转入土地户数的比重从 2014 年的 88.28%逐渐下降到 2018 年的 80.99%。与之相反的是,跨村转入土地户数占转入土地户数的比重呈逐渐上升趋势,其从 2014 年的 11.72%逐渐上升到 2018 年的 19.00%。

表2

2014—2018 年土地流转市场变化

单位: %

	2014	2015	2016	2017	2018
转入土地户数占调查户数比例	28.49	36.69	28.95	26.52	23.86
村内转入土地户数占转入土地户数比例	88.28	86.36	85.89	83.20	80.99
跨村转入土地户数占转入土地户数比例	11.72	13.64	14.11	16.80	19.00

注: 作者根据调查数据整理所得。

基于上述分析可知,土地流转市场的空间范围逐渐从村内扩大至村外。首先,笔者对比了村内转入土地和跨村转入土地农户的水稻单产。如表 3 所示,跨村转入土地农户的单产平均为 594.17 公斤,比村内转入土地农户的单产高 65.03 公斤,这一差异在 1%统计水平上显著。

然后,本部分分析了村内转入土地和跨村转入土地两类农户在户主及家庭特征、经营主体类型、 土地细碎化程度上的差异,结果如表 3 所示。结果显示,跨村流转的土地更多流向了户主为男性、年 轻、受教育程度较高、健康程度较好和接受过农业生产经营培训的农户。村内转入土地和跨村转入土 地两类农户家庭的平均农业劳动力数量无显著差异。跨村转入土地的农户以专业大户和家庭农场两类 新型农业经营主体为主。另外,跨村转入土地农户的土地细碎化程度(单位土地经营面积地块数量) 明显低于村内转入土地农户。

最后,笔者对农户主要生产要素投入情况进行了比较。根据表 3,跨村转入土地农户的土地投入平均为 152.35 亩,村内转入土地农户的土地投入平均为 38.05 亩,说明流转市场突破村庄边界后,农户转入土地的规模更大,土地经营更加规模化。跨村转入土地农户的劳动力平均投入低于村内转入土地农户的劳动力投入。具体来看,跨村转入土地农户的劳动力平均投入比村内转入土地农户的劳动力投入低 1.40 天。同时,跨村转入土地农户的机械投入比村内转入土地农户的机械投入略高。这在一定程度上表明土地跨村流转提高了机械对劳动力的替代程度。另外,跨村转入土地农户的农药投入低于村内转入土地农户的农药投入,跨村转入土地农户的化肥投入高于村内转入土地农户的化肥投入。综上所述,跨村转入土地和村内转入土地两类农户的水稻生产要素投入存在显著差异。

表 3 村内转入和跨村转入土地的主要特征比较

	变量含义及单位	村内转入	跨村转入	组间差异	t 检验值
水稻单产	公斤/亩	529.14	594.17	65.03***	0.000
	平均年龄 (岁)	52.91	50.42	-2.49**	0.032
	男性户主占全部农户的比重(%)	75.93	91.57	15.64***	0.001
	户主受教育程度为初中以上农户占	59.49	69.88	10.39**	0.037
户主及家	全部农户的比重(%)	39.49	09.00	10.39	0.037
庭特征	户主健康程度平均值	3.59	3.72	0.13**	0.030
	户主接受农业生产经营培训的农户	36.34	45.78	9.44*	0.052
	占全部农户的比重(%)	30.54	43.70	7.44	0.032
	农业劳动力数量 (人)	2.27	2.31	0.04	0.382
级带主体	普通农户占全部农户的比重(%)	72.68	33.73	-38.95***	0.000
经营主体 类型	专业大户占全部农户的比重(%)	22.68	50.60	27.92***	0.000
大空	家庭农场占全部农户的比重(%)	4.63	15.66	11.03***	0.000

土地细碎 化程度	单位土地经营面积地块数量(块)	2.23	0.71	-1.53***	0.003
	土地投入(亩)	38.05	152.35	114.29***	0.000
4. 女悪 ま	劳动力投入(天/亩)	6.65	5.25	-1.40***	0.005
生产要素	机械投入 (元/亩)	146.95	147.35	0.40	0.483
投入	农药投入(元/亩)	73.65	64.24	-9.40*	0.087
	化肥投入 (元/亩)	137.03	142.93	5.90	0.168

注: ***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、实证分析结果与讨论

(一) 随机前沿生产函数估计

笔者利用 1912 个水稻种植户样本数据,运用随机前沿模型估计水稻全要素生产率,表 4 报告了随机前沿模型估计结果。根据表 4,水稻的规模报酬参数为 1.030,非常接近于 1,表明水稻在很大程度上是规模报酬不变的,与许庆等(2011)的研究结论一致。基于上述估计结果,笔者获得农户层面水稻的全要素生产率。

表4

水稻随机前沿模型估计结果

	系数	标准误
土地投入	0.798***	0.017
劳动力投入	0.040***	0.008
机械投入	0.025***	0.005
农药投入	0.055***	0.010
化肥投入	0.031**	0.012
种子种苗投入	0.065***	0.011
农膜投入	0.004^{*}	0.002
灌溉投入	0.011***	0.003
Sigma_u	0.1	15
Sigma_v	0.1	95
规模报酬参数	1.0	030
时间虚拟变量	控	制
省虚拟变量	控	制
样本量	19	12

注: ***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率的影响

表 5 报告了土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率影响的估计结果。根据方程 1,是否跨村转入土地变量在 5%统计水平上显著,且系数为 0.054,表明土地跨村流转能显著促进水稻全要素生产率增长。在其他条件相同的情况下,相对村内转入土地,跨村转入土地使水稻全要素生产率显著

增长 5.4%。

方程 2 和方程 3 因变量为土地生产率,其中,方程 2 没有控制种植规模和种植规模平方两个变量,方程 3 控制了这两个变量。根据方程 2 和方程 3,是否跨村转入土地变量在 1%统计水平上显著,且系数均为正,表明土地跨村流转显著提高了水稻土地生产率。以方程 3 为例,在其他条件相同的情况下,相对村内转入土地,跨村转入土地使水稻土地生产率显著增加 7.9%。需要说明的是,种植规模和种植规模平方对水稻土地生产率的影响均不显著,表明水稻种植规模与土地生产率之间不存在"倒 U 型"关系。

对于控制变量,村庄是否有土地流转平台对水稻全要素生产率存在显著的负向影响,控制种植规模和种植规模平方后,对水稻土地生产率也存在显著的负向影响,表明在其他条件相同的情况下,建有土地流转平台村庄的农户的水稻全要素生产率和土地生产率均低于未建有土地流转平台村庄的农户。其原因可能在于,水稻平均产出越低的村庄越倾向于通过建立土地流转平台来促进土地规模化经营和提高水稻生产效率,从而使得建立土地流转平台村庄的水稻平均产出相对较低[©]。其余控制变量均符合理论预期或实际情况,不再赘述。

表 5 土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率的影响

	全要素生产率	土地生	上产率
	方程1	方程2	方程3
是否跨村转入土地	0.054**	0.080***	0.079***
	(0.023)	(0.022)	(0.022)
年龄	0.002*	0.002^*	0.002^{*}
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
性别	0.011	0.021	0.018
	(0.021)	(0.021)	(0.022)
健康程度	0.035**	0.038**	0.036**
	(0.014)	(0.015)	(0.015)
受教育程度	0.012	0.013	0.013
	(0.012)	(0.012)	(0.012)
家庭是否有成员为干部	0.005	0.010	0.013
	(0.022)	(0.020)	(0.021)
家庭农业劳动力数量		0.024**	0.023**
		(0.011)	(0.011)
家庭非农收入	-0.004*	-0.006**	-0.006***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)

[®]村庄是否有土地流转平台变量系数为负还可能是因为土地流转平台的影响具有滞后性,即需要一定的时间才能体现出 建立土地流转平台的政策效果,但由于本文所用数据并非跟踪调查数据,因此笔者无法将该变量滞后一期纳入回归方程。 作者感谢审稿人提出的意见和建议。

家庭经营地块数量	-0.003***	-0.002*	-0.002**
<u> </u>	(0.001)	(0.001)	(0.001)
学房上地 级弗莱用	0.068***	0.062***	0.058***
家庭土地经营范围			
	(0.020)	(0.020)	(0.020)
土地转入价格	0.054	0.086**	0.091***
	(0.034)	(0.034)	(0.034)
村庄是否有土地流转平台	-0.039*	-0.036	-0.038*
	(0.021)	(0.022)	(0.022)
村庄地势是否为平原	0.053**	0.111***	0.107***
	(0.022)	(0.023)	(0.023)
村庄离最近公路干道距离	-0.003	-0.004**	-0.004**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
县农业机械总动力	0.001***	0.001***	0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
县粮食单产水平	0.052	0.047	0.044
	(0.034)	(0.036)	(0.037)
种植规模			0.041
			(0.028)
种植规模平方			-0.006
			(0.004)
时间虚拟变量	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.325	0.350	0.354
样本量	515	515	515

注:①在1912个水稻种植户样本中,共515个土地转入户样本;②由于全要素生产率估计模型已包括劳动力投入,故家庭农业劳动力数量不引入全要素生产率回归方程;③家庭非农收入和县粮食单产水平变量为对数形式;④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内数值为标准误。

(三) 不同经营主体类型和不同土地经营规模的异质性分析

以专业大户和家庭农场为代表的新型农业经营主体在农机投入、雇工模式和农资采购等方面与传统农户存在明显差异(尚旭东和朱守银,2015)。因此,本文考察了土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率影响的经营主体类型异质性。表6估计结果显示,对于传统农户,是否跨村转入土地变量对农户水稻土地生产率的影响在5%统计水平上显著,但对水稻全要素生产率的影响不显著。对于新型农业经营主体,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均在5%统计水平上显著。这表明,土地跨村转入显著促进了新型农业经营主体水稻全要素生产率和土地生产率的同步增长,但对于传统农户,土地跨村转入只能显著促进水稻土地生产率的增长,对水稻全要素生产率无显著促进效果。

不同经营主体类型的异质性检验结果

	传统	农户	新型农业经营主体		
	全要素生产率	土地生产率	全要素生产率	土地生产率	
	方程1	方程2	方程3	方程4	
是否跨村转入土地	0.051	0.086**	0.076**	0.067**	
	(0.039)	(0.035)	(0.034)	(0.033)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	
省虚拟变量	控制	控制	控制	控制	
拟合度R ²	0.392	0.390	0.359	0.423	
样本量	342	342	173	173	

注: ①控制变量同表 5; ②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内数值为标准误。

本文将样本按照农户土地经营规模进行四等份分组,进一步考察了土地跨村转入对水稻全要素生产率和土地生产率影响的土地经营规模异质性。表7估计结果显示,对于25%及以下和25%—50%组,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均不显著;对于50%—75%和75%以上组,是否跨村转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均显著。相对而言,是否跨村转入土地变量对50%—75%组农户水稻全要素生产率和土地生产率的促进效果高于75%以上组农户。以上分析表明,对土地经营规模较小的农户,土地跨村转入对农户水稻全要素生产率和土地生产率没有显著影响;对土地经营规模较大的农户,虽然土地跨村转入对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响显著,但促进作用明显低于土地经营规模适度的生产者。因此,土地跨村转入对土地经营规模适度农户的水稻全要素生产率和土地生产率的促进效果最大。

表7

不同土地经营规模的异质性检验结果

	25%及	以下	25%-	-50%	50%-	-75%	75%!	以上
	全要素生	土地	全要素生	土地	全要素生	土地	全要素生	土地
	产率	生产率	产率	生产率	产率	生产率	产率	生产率
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
是否跨村转入	0.101	0.078	0.004	0.050	0.119***	0.107**	0.062*	0.064*
土地	(0.135)	(0.091)	(0.073)	(0.072)	(0.043)	(0.047)	(0.036)	(0.033)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.440	0.538	0.438	0.399	0.538	0.556	0.369	0.404
样本量	137	137	121	121	129	129	128	128

注: ①控制变量同表 5; ②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内数值为标准误。

(四) 稳健性检验

1.内生性问题。上述分析可能由于内生性问题而导致参数估计结果偏误。一方面,土地跨村转入 与农户水稻土地生产率可能互为因果,即存在"自选择"问题;另一方面,可能存在遗漏不可观测变 量导致的内生性问题。因此,本文分别采用倾向得分匹配(PSM)方法和工具变量法重新进行回归, 以验证研究结论的可靠性。

首先,运用 PSM 方法进行稳健性检验。PSM 方法的基本思路是为每一个跨村转入土地农户匹配村内转入土地农户,使匹配后跨村转入土地农户和村内转入土地农户不存在系统性差异。这样,估计得到的处理效应可检验"自选择"问题是否给估计结果带来质性偏差。表 8 结果显示,对水稻全要素生产率,在近邻匹配、半径(卡尺)匹配和核匹配三种方法下,是否跨村转入土地变量的平均处理效应(ATT)均为正, t 值依次为 2.61、3.69 和 3.52,至少在 5%统计水平上显著,表明跨村转入土地农户的水稻全要素生产率显著高于村内转入土地农户。同理,对土地生产率,每一种匹配方法下的平均处理效应(ATT)均为正,且均至少在 5%统计水平上显著,表明跨村转入土地农户的水稻土地生产率显著高于村内转入土地农户。

表8

基于倾向得分匹配的 ATT 值

	全要素		土地生产率		
匹配方法	ATT	t值	ATT	t值	
近邻匹配	0.075**	2.61	0.073**	2.36	
半径 (卡尺) 匹配	0.092***	3.69	0.116***	4.84	
核匹配	0.088***	3.52	0.108***	4.37	

注:①通过 Probit 模型得出倾向得分;②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;③匹配后实验组和控制组变量的标准性偏差(%bias)都小于 10%,t 值均不显著,表明无法拒绝处理组与控制组无系统性差异的原假设,因篇幅限制,未汇报相关检验结果。

其次,运用工具变量法进行稳健性检验。本文选择的工具变量为土地流转市场均衡租金:对于村内转入土地农户,土地流转市场均衡租金为每亩土地流转租金的村级平均数;对于跨村不跨乡镇转入土地农户,土地流转市场均衡租金为每亩土地流转租金的乡镇平均数;对于跨乡镇转入土地农户,土地流转市场均衡租金为农户所在县的每亩耕地的粮食净收益(单位:元/亩)^①。根据经济学理论,土地租金对农户土地转入行为有显著影响,满足相关性;村庄均衡土地租金是流转市场供给和需求均衡处的价格水平,乡镇层面土地平均流转价格和县层面每亩粮食净收益为宏观变量,满足外生性。笔者首先运用两阶段最小二乘估计法(2SLS)进行回归,然后运用广义矩(GMM)方法再进行回归,以应对可能存在的异方差问题^②。表9中的方程1到方程4报告了验证结果。根据估计结果,是否跨村

[®]跨乡镇样本量较少,故笔者未采用农户所在县的每亩土地流转价格的平均值衡量土地流转市场均衡租金;根据经济学理论,在均衡状态下,土地流转租金等于单位土地面积净收益,即粮食净收益。粮食净收益等于每亩土地粮食单产乘以粮食单价。

[®]以全要素生产率估计方程为例,工具变量检验结果表明:不可识别检验的 Anderson LM 统计量为 19.886,拒绝不可识别的原假设;弱工具变量的 Cragg-Donald Wald 统计量为 19.439,拒绝存在弱工具变量的原假设。因此,本文所选工具变量是合理的。因变量为土地生产率的估计方程检验结果类似,因篇幅所限,不再赘述。

转入土地变量对农户水稻全要素生产率和土地生产率的影响均在 5%统计水平上显著,且系数为正, 表明跨村转入土地农户的水稻全要素生产率和土地生产率均显著高于村内转入土地农户。

2.加入劳动力和资本投入变量的检验。在土地生产率估计方程中,本文借鉴仇焕广等(2017)的方法,假定农户劳动力和资本等投入随土地投入变化而变化,因此没有引入劳动力和资本投入等变量。为验证估计结果是否稳健,本文在(3)式基础上引入劳动力投入、机械投入、农药投入、化肥投入、种子种苗投入、农膜投入和灌溉投入变量,重新进行估计。表 9 的方程 5 估计结果表明,是否跨村转入土地变量对农户水稻土地生产率的影响在 1%统计水平上显著,且系数为正,表明跨村转入土地农户的水稻土地生产率显著高于村内转入土地农户。

以上分析表明,在考虑内生性问题后,本文估计结果是稳健的。

表9

稳健性检验结果

	2SLS	方法	GN	ИМ	引入劳动力和资本投入变量
	全要素生产 率	土地生产率	全要素生产 率	土地生产率	土地生产率
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
是否跨村转入土地	0.375**	0.401**	0.374**	0.421**	0.081***
	(0.175)	(0.174)	(0.168)	(0.170)	(0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
省虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
拟合度R ²	0.088	0.129	0.089	0.093	0.389
样本量	515	515	515	515	515

注: ①方程 1—方程 4 的控制变量不包括农户土地转入价格,方程 5 控制变量包括劳动力和资本投入变量,其他控制变量同表 5; ②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内数值为标准误。

六、结论与启示

基于 15 省农户调查数据,以水稻为例,本文从转入者视角在全要素生产率和土地生产率两个层面实证检验土地跨村流转能否实现粮食生产率增长。实证研究发现,在其他条件相同的情况下,相对土地封闭在村庄内流转,土地跨村流转使水稻全要素生产率显著增长 5.4%,使水稻土地生产率显著增长 7.9%。异质性考察结果表明,土地跨村流转能同时促进新型农业经营主体水稻全要素生产率和土地生产率的增长,但只能促进传统农户水稻土地生产率的增长,对传统农户水稻全要素生产率增长无显著效果。土地跨村流转对水稻全要素生产率和土地生产率的影响存在土地经营规模异质性。对于土地经营规模较小的农户,土地跨村流转对农户水稻全要素生产率和土地生产率没有显著的促进作用;对土地经营规模较大的农户,虽然土地跨村流转对农户水稻全要素生产率和土地生产率存在显著影响,但促进作用明显低于土地经营规模适度的农户。土地跨村流转对土地经营规模适度农户的水稻全要素生产率和土地生产率的促进作用最大。

本文研究结论的政策启示为:第一,通过制度改革和政策扶持等方式,促进土地流转市场的村庄一体化,推进土地流转市场整合,可进一步优化土地资源配置,不仅能促进农户种粮净收益显著增长,提高其参与土地流转市场的积极性,还能显著促进粮食单产增加,实现政府粮食增产的目标。第二,在推进土地流转市场的村庄整合过程中,鼓励家庭农场和专业大户等新型农业经营主体的发展。虽然传统农户跨村转入土地也能促进粮食单产提高,但他们没有主动跨村转入土地的自我激励,因而支持政策要向新型农业经营主体适度倾斜,更有利于实现粮食生产率增长。第三,鼓励土地适度规模经营,支持传统农户和新型农业经营主体通过跨村流转土地来适度扩大土地经营规模。

参考文献

1.陈训波、武康平、贺炎林,2011: 《农地流转对农户生产率的影响——基于 DEA 方法的实证分析》, 《农业技术经济》第8期,第65-71页。

2. 董新辉, 2019: 《新中国 70 年宅基地使用权流转:制度变迁、现实困境、改革方向》,《中国农村经济》第 6 期,第 2-27 页。

3.付振奇、陈淑云,2017: 《政治身份影响农户土地经营权流转意愿及行为吗?——基于28省份3305户农户调查数据的分析》,《中国农村观察》第5期,第130-144页。

4.盖庆恩、程名望、朱喜、史清华,2020: 《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》,《经济学(季刊)》第5期,第321-340页。

5.龚斌磊、王硕,2021: 《财政支出对我国农业增长的多途径影响》, 《农业经济问题》第1期, 第54-68页。

6.洪名勇, 2009: 《欠发达地区的农地流转分析——来自贵州省 4 个县的调查》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 79-88 页。

7.洪银兴, 2020: 《实现要素市场化配置的改革》, 《经济学家》第2期, 第5-14页。

8.胡亮,2017: 《农地流转对象选择的社会学分析》,《中国矿业大学学报(社会科学版)》第1期,第60-65页。

9. 黄祖辉、王建英、陈志钢, 2014: 《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》, 《中国农村经济》第11期,第4-16页。

10.孔祥智、徐珍源,2010: 《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》,《中国农村经济》第12期,第17-25页、第67页。

11. 匡远配、陆钰凤, 2018: 《我国农地流转"内卷化"陷阱及其出路》, 《农业经济问题》第9期, 第33-43页。

12.钱龙、洪名勇,2016: 《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析》, 《中国农村经济》第12期,第2-16页。

13.钱忠好、冀县卿,2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》,《管理世界》第2期,第71-81页。

14.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚,2017: 《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》, 《中国农村经济》第 6 期,第 30-43 页。

15.尚旭东、朱守银,2015:《家庭农场和专业农户大规模农地的"非家庭经营":行为逻辑、经营成效与政策偏离》,

《中国农村经济》第12期,第4-13页、第30页。

16.尚旭东、朱守银,2017: 《粮食安全保障背景的适度规模经营突破与回归》,《改革》第 2 期,第 126-136 页。 17.石敏、李琴,2014: 《我国农地流转的动因分析—基于广东省的实证研究》,《农业技术经济》第 1 期,第 49-55 页。

18.孙小龙、郜亮亮、郭沛, 2018: 《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》,《农业经济问题》第 4 期, 第 82-90 页。

19.许庆、尹荣梁、章辉,2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》第3期,第59-71页、第94页。

20.姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第 2 期, 第 54-65、第 206 页。

21.叶剑平、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮、丰雷、李平,2006: 《2005 年中国农村土地使用权调查研究——17 省调查结果及政策建议》,《管理世界》第7期,第77-84页。

22.曾雅婷、吕亚荣、刘文勇,2018: 《农地流转提升了粮食生产技术效率吗——来自农户的视角》,《农业技术经济》第3期,第41-55页。

23.张群梅,2014: 《村委会农地流转政策的执行逻辑及其规制——基于街头官僚视角》,《河南大学学报(社会科学版)》第1期,第26-32页。

24.朱冬亮,2020: 《农民与土地渐行渐远——土地流转与"三权分置"制度实践》,《中国社会科学》第7期,第123-144页、第207页。

25.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨,2019: 《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第 4 期,第 22-40 页。

26. Alesina, A., E. Spolaore, and R. Wacziarg, 2000, "Economic integration and political disintegration", *American Economic Review*, 90(5): 1276-1296.

27.Brandt, L., S. Rozelle, and M.A. Turner ,2002, "Local government behavior and property rights formation in rural China", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 160(4):627-662.

28.Brandt, L., S.H. Whiting, L.X. Zhang, and T.L. Zhang, 2017, "Changing property-rights regimes: A study of rural land tenure in China", *The China Quarterly*, 232: 1026-1049.

29. Chen, C. R., 2017, "Untitled land, occupational choice, and agricultural productivity", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4): 91-121.

30.Chen, C. R., D. Restuccia, and R. Santaeulàlia-Llopis,2017, "The effects of land markets on resource allocation and agricultural productivity", NBER Working Paper, No. 24034.

31. Cheng, S., Z. H. Zheng, and S. Henneberry, 2019, "Farm size and use of inputs: Explanations for the inverse productivity relationship", *China Agricultural Economic Review*, 2(11):336-354.

32. Gobillon, L., and F.C. Wolff, 2016, "Evaluating the law of one price using micro panel data: The case of the French fish market", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1): 134-153.

33.Hillberry, R., and D. Hummels, 2003, "Intranational home bias: Some explanations", The Review of Economics and

Statistics, 85(4): 1089-1092.

34. Huang, J.K., and J.P. Ding, 2016, "Institutional innovation and policy support to facilitate small - scale farming transformation in China", *Agricultural Economics*, 47(S1): 227-237.

35.Macours, K., A. De Janvry, and E. Sadoulet, 2010, "Insecurity of property rights and social matching in the tenancy market", *European Economic Review*, 54(7): 880-899.

36. Restuccia, D., and R. Santaeulalia-Llopis, 2017, "Land misallocation and productivity", NBER Working Paper, No. 23128.

37. Spolaore, E., and R. Wacziarg, 2005, "Borders and Growth", Journal of Economic Growth, 10(4):331-386.

38. Stifel, D., and B. Minten, 2008, "Isolation and agricultural productivity", Agricultural Economics, 39(1):1-15.

39. Wang, X.B., F. Yamauchi, J.K. Huang, and S. Rozelle ,2020, "What constrains mechanization in Chinese agriculture? Role of farm size and fragmentation", *China Economic Review*, 2020, 62: 101221.

(作者单位:中国农业大学国家农业农村发展研究院)

(责任编辑:光明)

Can Cross-village Land Transfer Achieve Grain Productivity Growth? An Empirical Analysis Based on Rural Household Survey Data from Fifteen Provinces

WANG Zhen XIN Xian

Abstract: Promoting the integration of land circulation market to optimize the allocation efficiency and increase grain productivity is the key to promoting agricultural and rural modernization. Based on the survey data of rural households in fifteen provinces, this article takes rice as an example and empirically investigates whether cross-village land transfer can achieve the growth of grain productivity in terms of total factor productivity (TFP) and land productivity. The empirical study finds that comparing with land transfer enclosed within the village, *ceteris paribus*, cross-village land transfer significantly increases TFP of rice by 5.4% and land productivity of rice by 7.9%. The results of the heterogeneity investigation show that cross-village land transfer can significantly increases rice TFP and land productivity of new type of agricultural producers. For traditional household producers, cross-village land transfer can only significantly promote the growth of rice land productivity and has no significant effect on the growth of rice TFP. Cross-village land transfer has the greatest effect on the growth of rice TFP and land productivity of farmers with appropriate land management scale. Therefore, it is essential to promote the integration of land rental markets between villages in order to optimize the allocation of land resources and correspondingly increase grain productivity.

Keywords: Cross-village Land Transfer; Rice; Total Factor Productivity; Land Productivity