
土地流转、农业生产率与农民收入

陈斌开 马宁宁 王丹利*

内容提要 乡村振兴战略的重点是产业兴旺,提高农业生产率和农民收入是核心。本文基于1986–2008年农业部固定观察点数据,以历史上的自耕农比重作为工具变量,考察了土地流转对农业生产率、农民收入以及农村收入不平等的影响。研究发现,历史上自耕农比重越低的村庄,改革开放以来的土地流转率越高。总体而言,土地流转并没有提高平均农业生产率,只有当土地流转促进了规模化经营时,农业生产效率才能提高。进一步研究发现,土地流转有利于提高农民收入,其原因在于,土地流转让更多人从事了非农就业,提高了外出务工收入和经营性收入。同时,土地流转扩大了家庭经营收入和总体收入的不平等。本文的政策含义在于,农村土地“三权分置”需要进一步强化稳定经营权,促进土地流转和规模化经营,提升农业竞争力;同时,乡村振兴战略应注重城乡统筹协调发展,以促进非农就业为重要抓手提高农民收入。

关键词 土地流转 三权分置 农业生产效率 农民收入

一 引言

乡村振兴战略涉及6.7亿农民的福祉和中国农业的长期发展,是新时代推动中国经济社会协调发展的重大战略举措。乡村振兴战略是统筹城乡协调发展,全面深化改

* 陈斌开:中央财经大学经济学院 电子信箱:chenbinkai@cufe.edu.cn;马宁宁(通讯作者):北京大学光华管理学院 100871 电子信箱:maningning0706@pku.edu.cn;王丹利:上海对外经贸大学国际经贸学院。感谢国家社科基金重大项目(14ZDB120)的资助,当然,文责自负。

革的重要举措,是新时代“三农”工作的总抓手^①。乡村振兴战略的总目标是“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”。其中,产业兴旺是关键,提高农民收入、实现生活富裕是根本。提升中国农业竞争力是实现乡村振兴的关键一环,但是,由于农村土地细碎化等诸多因素的影响,中国农业竞争力与发达国家相比仍然存在较大差距。图1描述了中美两国在主要农产品上竞争力的差异。

从图1可以看出,中美两国在主要农产品的单位产量、成本 and 价格上均存在差异。2015年,中国玉米、大豆、棉花、小麦平均出售价格分别比美国高出85.4%、63.4%、25.5%以及72.6%。由此可见,中国农业竞争力还远低于美国^②。那么,如何才能提高中国的农业生产率

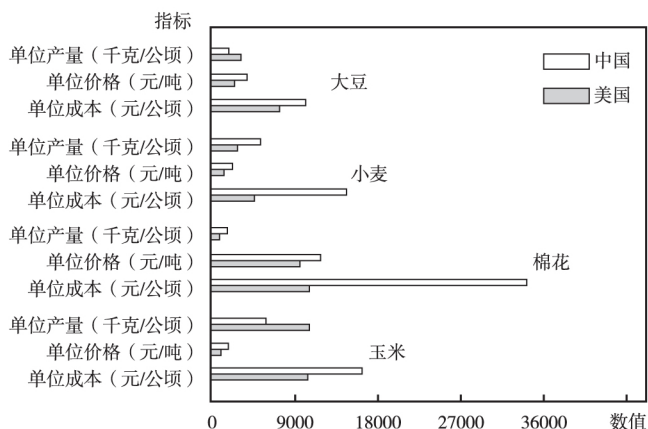


图1 中美主要农产品单位产量、成本 and 价格对比 (2015年)

数据来源: 国家发展和改革委员会、United States Department of Agriculture (USDA)。

率 (Goldstein and Udry,

2008)。改革开放之前,中国集体化的农村土地制度抑制了农民积极性,导致农业生产率低下。改革开放之后,家庭联产承包责任制极大地提高了农民积极性,农业产出和生产率大幅度上升 (Lin, 1992)。1978-1984年,中国粮食产量提高了33% (国家统计局, 2010)。此后,中央多次出台政策稳定土地承包关系。2003年,《中华人民共和国农村土地承包法》(下文中简称《承包法》)在法律层面上确定了土地承包经营关系长期不变,稳定了农民的土地承包权。稳定的土地承包权对农业生产率提高起到了重要作用 (Deininger et al. 2014)。

① 《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》,人民出版社 2018。

② 事实上,从农产品价格上看,一些发达和发展中国家的竞争力也更强。根据2020年第一季度的数据,在大豆方面,巴西、阿根廷等南美国家的大豆进口价格约为2560元/吨(364美元/吨),而国内一月份的大豆价格达到4260元/吨;在稻米方面,泰国曼谷稻米到岸税后价格为3700元/吨,而国内晚籼米的价格为4120元/吨,比泰国稻米价格高出11.3%;在小麦方面,墨西哥湾硬红冬麦到岸税后价格为2380元/吨,广州黄埔港优质麦到港价格为2680元/吨,国内小麦比国际价格高12.6%。此外,在棉花、玉米、油料以及糖料作物方面,中国严重依赖于从加拿大、美国、巴西、印度尼西亚、马来西亚等发达和发展中国家进口。

近年来,伴随城市化和工业化不断推进,农民非农就业比重不断提升,与此相适应,土地流转规模也明显上升。2016年,全国家庭承包耕地流转面积达4.79亿亩,占农户承包耕地面积的35.1%(农业部2016)。大规模的土地流转对中国农业和农村发展提出了新的问题:在保障农民土地承包权的前提下,如何进一步稳定经营权?研究发现,实现土地规模化经营是提升生产效率的关键(Adamopoulos and Restuccia, 2014),但是,如果没有稳定经营权,土地经营者没有激励对土地进行长期投入,规模经济和农业生产效率不一定能够得到提升。2014年以来,中国将稳定农地经营权的“三权分置”改革作为新时期农地产权制度变革的基本方向,这被认为是中国继家庭联产承包责任制之后,农村改革的又一次重大制度创新(高帆2018)。

中央在推进土地经营权流转的同时,对农地适度规模经营问题也愈发重视。1993年中央出台《关于当前农业和农村经济发展的若干政策与措施》,开始允许大部分劳动力转向非农产业的地区进行适度规模经营。此后,中央多次出台文件鼓励适度规模经营,放宽农业经营主体^①,但土地流转对于适度规模经营的促进作用并未完全发挥出来。研究显示,中国土地流转的规模依然不足,地区之间差异极大,农业仍以小农经营为主(刘守英2017)。土地流转规模不足限制了农户土地的经营规模,因此难以对农业单位产出形成规模效应(Adamopoulos *et al.* 2017; 陈飞和翟伟娟2015)。

本文研究土地流转对农业生产率、农民收入和农村收入不平等的影响。基于1986–2008年农业部固定观察点微观农户数据的研究发现,土地流转并没有提高农业的平均生产率,相反,土地流转率越高的村庄,其粮食生产率和种植业生产率越低。其可能原因是,由于经营权缺乏有效法律保障,土地经营者并没有激励在土地上进行长期投资,造成了生产率不升反降。当土地流转带来了农地集中和规模化经营时,农业生产效率将得以提高。这说明,规模化经营是土地流转提高生产率的关键条件,只有适度规模经营,形成规模经济,农业生产率才会提高。有趣的是,尽管土地流转没有提高平均农业生产率,但提高了农民人均纯收入水平。其原因是,土地流转使得更多农民实现非农就业(包括进城务工和个体工商业等),进而提高了收入水平。同时,土地

^① 如1998年修订的《土地管理法》规定农民集体拥有的土地可以由本集体组织以外的集体和个人承包,从事农业生产;1998年十五届三中全会提出,可以在提高农业集约化程度和群众自愿的基础上,发展多种形式的土地适度规模经营;2010年《中共中央国务院关于加大统筹城乡发展力度进一步夯实农业农村发展基础的若干意见》提出健全土地流转市场,可发展多种形式的适度规模经营;2013年《中共中央国务院关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》指出,鼓励和支持承包土地向专业大户、家庭农场、农民合作社流转,发展多种形式的适度规模经营;2015年《中共中央国务院关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见》提出,积极发展多种形式适度规模经营,创新土地流转和规模经营方式。鼓励工商业资本发展适合企业化经营的现代种养业等。

流转导致居民收入不平等程度有所上升,主要是由家庭经营收入不平等所致。

本文主要贡献在于:第一,从土地流转切入考察土地经营权转让对农业生产率和农民收入的影响,为“三权分置”改革提供实证基础。第二,研究了土地流转影响农业生产率和农民收入的机制,为农业供给侧结构性改革和乡村振兴战略提供参考。第三,以本地区历史上自耕农比重作为村层面土地流转率的工具变量,缓解土地流转率的内生性问题。第四,农业部农村固定观察点数据长期跟踪农户土地承包和经营行为,为考察中国农村土地制度的长期影响提供了微观基础。本文后续章节的安排如下:第二部分评述相关文献并介绍相关的制度背景;第三部分介绍本文主要识别策略、计量模型和数据来源;第四部分分析土地流转对于农业生产效率的影响;第五部分进一步研究土地流转对农民收入水平和收入不平等的影响;第六部分为结论。

二 制度背景与文献评述

本节将对农村土地制度改革的制度背景及与土地流转相关的文献进行回顾与总结。

(一) 制度背景

1978年家庭联产承包责任制的实行使得中国农地的产权制度实现了“两权分离”,即由完全的集体土地产权转变为集体拥有所有权,农户拥有承包经营权。1982年《全国农村工作会议纪要》在肯定包产到户的同时,明令禁止社员承包土地进行买卖出租转让。这一时期在法律层面承包土地的农民就是实际层面经营土地的农民(高帆,2018)。随着农村人口跨地区和跨行业的转移日益增多,农地承包和经营权利的分离问题也日益凸显。1993年《关于当前农业和农村经济发展的若干政策与措施》中明确允许土地使用权依法有偿转让,土地承包权和经营权的分离在制度上开始得到认可。

2003年出台的《承包法》在法律上稳定了农民承包关系的同时,也首次明确了流转主体土地经营权转让的具体措施。在此之后,各省也相继出台法案,在省层面逐步规范土地流转,保护流转农户的合法权益^①。2014年以来,中国将“三权分置”作为新时期农地产权制度变革的基本方向。2014年中央一号文件《中共中央国务院关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》指出,在落实农村土地集体所有权

^① 根据 Chari *et al.* (2017) 收集的数据,各省、市、区出台落实《承包法》文件的时间如下:上海于2003年出台;湖南、山东、江苏于2004年出台;安徽、福建、吉林、辽宁、山西、天津、新疆于2005年出台;甘肃、广西、海南、云南、江西、陕西、浙江于2006年出台;四川、重庆、江西于2007年出台;内蒙古和青海于2009年出台;湖北于2012年出台;河北于2013年出台。

的基础上,稳定承包权,放活经营权,允许承包土地的经营权向金融机构抵押融资。2016年《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》进一步对“三权分置”做出了系统全面的政策安排,提出在依法保护集体土地所有权和农户承包权的前提下,平等保护经营主体依流转合同取得的土地经营权,保证其拥有稳定的经营预期。这表明农地“三权分置”改革全面开启。

农地“三权分置”改革的主要目的是保障经营者权利,促进土地流转,提高农业生产率和竞争力。中国土地细碎化和经营规模过小是制约农业竞争力提升的重要因素(万广华和程恩江,1996)。2013年,中国经营土地规模在10亩以下的农户比重为85.96%;2014年经营土地面积小于50亩的农户比重达98.71%,经营面积大于100亩的农户仅占不到0.5%(刘守英,2017)。正式的土地流转可以促进土地集中和规模经营,从而有效地降低耕地的细碎化程度(田传浩等,2005)。

现有文献认为影响土地流转的原因集中于两方面:一是产权界定不明晰。由于土地承包关系不确定和土地流转关系不规范,使得土地流转纠纷事件大幅上升。2013年全国受理的土地流转纠纷案件达到18.8万件(刘守英,2017)。二是城镇化进程的制约。受城乡二元体制影响,进城农民无法在城镇落户,也就不会放弃土地承包权。由于担心流转后会丧失土地承包权,进城农民工的承包地主要由留守人员或以非正式流转方式让亲戚朋友耕种(刘守英,2017)。此外,土地细碎化,强制农民土地流转,担心投资收益无法收回等都是阻碍农户经营权流转的重要原因(程令国等,2016)。

(二) 文献评述

在承包权稳定的背景下,稳定经营权,促进土地流转成了学术界讨论热烈的话题。已有文献讨论了土地流转对于农业生产效率的影响(Adamopoulos *et al.*, 2017; 杨汝岱等, 2018),尤其是对转入土地和转出土地农户的异质性影响(冒佩华等, 2015)。Chari *et al.* (2017) 利用2003年《承包法》在各省实施时间的差异识别了土地流转合法化对于生产效率的影响。研究发现,随着土地流转权利在各省的合法化,土地开始由生产效率低的农户向效率高的农户转移,农业生产效率得以提升,农民的土地流转活动更加频繁。杨汝岱等(2018)利用农村固定观察点的数据研究发现,转入土地显著提升了农户的生产效率。Adamopoulos *et al.* (2017) 研究发现,发展土地租赁市场可以有效减轻土地资源错配对农业生产效率的负面影响,但是由于流转规模有限,中国土地资源错配的负向影响并不能通过土地租赁来纠正。

在此基础上,已有文献探讨了土地流转对于农民收入及农村收入不平等的影响。研究发现,土地流转显著提高了农民的收入水平(冒佩华和徐骥, 2015);陈飞和翟伟

娟(2015)发现,土地流转提高了土地租入户的农地经营收入,增加了租出户的地租收入和外出务工收入。但也有研究发现,土地细碎化与农民收入呈现正向相关性,因此推动土地流转对提高农民的农业收入并无助益(许庆等,2008)。土地流转对不同家庭收入的异质性影响将改变农村收入分配。万广华等(2005)发现,提高土地流转率、增加土地收益会在一定程度上缓解农村的收入不平等水平。此外,土地流转对不平等的影响还可能取决于土地流转到高收入还是低收入农户手中(韩菡和钟甫宁,2011)。

在以土地流转作为研究对象的文献中,核心的缺陷在于其采用是否流转作为土地流转的衡量方式,而家庭是否流转土地本身存在严重的内生性问题。极有可能的是,生产效率越高的家户越倾向于流转,而这种内生性在家户层面很难得到解决。本文利用村层面所有家户年末流入土地面积除以总土地面积计算土地流转率,在一定程度上缓解了土地流转衡量的内生性。进一步地,本文利用民国时期自耕农比重构造工具变量,可以很好解决现有研究存在的内生性问题。此外,现有文章采用是否流转衡量土地流转,集中于讨论土地流转对转入或者转出家户的影响,但是对于整个社会的福利来讲,土地流转在整体层面的影响更为重要。本文从土地流转对于整体社会层面的影响出发,考察土地流转对于农业生产效率、农民收入以及农村收入不平等的影响。

三 数据描述与识别策略

(一) 数据描述

本文的家户和村层面数据来源于农业部农村经济研究中心农村固定观察点调查,该项调查开始于1986年,涵盖了300余村庄23000多个农村家户样本,样本具有全国层面的代表性。除1992和1994年之外,每年均进行了调查。本文主要使用了1986到2008年间11省77个样本村8000余户的调查数据。样本涵盖了山西、吉林、浙江、福建、江西、河南、湖北、湖南、广东、四川和甘肃省,具有广泛的代表性。每村调查的家户数量平均在80户左右,可以为我们计算土地流转率、生产效率、农户家庭收入和家庭收入的不平等指标提供较好的数据基础。

本文核心解释变量是村层面土地流转率,核心被解释变量为农业生产效率变量,农业生产效率包括家户种植业净收入和粮食产量,种植业净收入由家户种植业总收入减去种植业投入得到。其他被解释变量包括家户收入数据,收入的不平等指标以及家庭投入变量。收入数据主要包括家户的纯收入、外出务工收入、家庭经营净收入和个体工商业净收入。经营净收入和工商业净收入均剔除了成本。家庭投入包括固定资

产投入(金额)、年末土地规模、劳动投入天数和中间投入等变量^①。上述变量数据来源于固定观察点农户问卷。本文构造工具变量所使用的民国时期自耕农比重数据来自1935年冯和法主编的《中国农村经济资料续编》和1937年卜凯主编的《中国土地利用资料》。本文也使用了部分村层面控制变量,如村层面人口数量、性别比例和劳动力比重等,这部分变量来源于固定观察点的村问卷^②。

(二) 识别策略

本文想要探讨的核心问题是土地流转对于农业生产率和农民收入的影响。为了更加严谨地识别土地流转对农业生产率、农民收入和收入不平等的影响,本部分将针对模型和识别策略展开详细讨论。

1. 固定效应模型。本文的基准回归方程采用科布-道格拉斯生产方程设定,即 $Y = AK^\alpha L^\beta T^\gamma M^\eta$, Y 代表土地产出,在本文中主要用种植业净收入和粮食产出衡量。 K 、 L 、 T 、 M 为投入变量,分别代表资本、人力、土地和中间投入。将生产方程两边的变量同时取对数,并采用固定效应模型设定,即得到本文的基准回归模型,模型设定如下:

$$Y_{vit} = \alpha_1 + \beta_1 leaserate_{vit} + \beta_2 K_{vit} + \beta_3 L_{vit} + \beta_4 T_{vit} + \beta_5 M_{vit} + \sigma_{vi} + \mu_t + \varepsilon_{vit} \quad (1)$$

其中,本文核心的被解释变量 Y_{vit} 为第 v 个村第 i 个农户第 t 年的农业生产效率,用种植业净收入和粮食产量衡量,均取对数形式。种植业净收入包括农民自留农作物所折算的收入。核心解释变量是村层面的土地流转率 $leaserate_{vit}$,由村-年份层面全部农户的年末流入土地面积之和除以年末总耕地面积之和求得。通常来讲,土地流转率应该同时考虑流入和流出的土地面积,但是由于数据的可获得性,在回归中我们仅利用流入土地面积计算土地流转率。 K_{vit} 、 L_{vit} 、 T_{vit} 、 M_{vit} 为农户层面的投入变量,分别代表资本(用固定资产投资衡量)、劳动(天数)、土地和中间投入。 σ_{vi} 为农户固定效应,主要控制了农户层面不随时间变化的可能对 Y_{vit} 产生影响的变量,如农户偏好等。 μ_t 为时间固定效应,主要控制了影响所有农户的随时间变化的因素,如宏观形势等。 α_1 为常数项, ε_{vit} 为随机扰动项。

虽然本文采用了固定效应模型,但是回归中依然存在内生性问题,即计量上的遗漏变量、反向因果和测量误差问题。首先,我们不能排除解释和被解释变量存在反向因果的可能性,如农业生产效率越高的地方,土地越容易流转出去,土地流转率越高。其次,虽然我们采用了固定效应模型,但部分随时间变化的特征依然可能影

① 中间投入应该指种子、农药、化肥和农膜等生产过程中投入的生产资料折算的现金,但是由于这部分数据缺失过多,因此本文利用种植业支出作为中间投入的代理变量。

② 由于篇幅所限,主要变量的描述性统计可见《世界经济》网站2020年第10期本文附件内容。

响估计结果,即存在遗漏变量的可能性,如村层面不可观测到的制度政策等,若这些政策有利于农业生产效率提高,则回归结果会被高估,若这种制度政策不利于提高效率,回归结果会被低估。最后,由于固定观察点数据只对村庄中部分农户进行了调查,基于小样本计算的指标可能存在测量误差问题,会引起回归结果被低估。

2. 工具变量模型

本文采用工具变量法解决基准回归中的内生性问题。本文选取 20 世纪 30 年代农村地区自耕农比重和全国层面土地流转率的交互项作为工具变量。选取该工具变量的原因是民国时期的自耕农比重和现阶段农村的土地流转率高度相关,但不与农业生产效率、农民收入和不平等水平直接相关。历史上自耕农比重和当前土地流转的相关性可以从土地租赁市场发展程度来理解。民国时期的自耕农比重代表历史上的土地流转程度,自耕农比重越高,说明佃农和地主的比重越低,土地租佃市场越不发达,土地流转率越低。因此,历史上自耕农比重越高、土地流转率越低,当前的土地流转率也越低,自耕农比重应该与当前的土地流转率负相关。图 2 展示了在地级市层面自耕农比重和土地流转率均值的相关关系。

从图 2 中可以看出,历史上自耕农比重越高的地区,土地流转率越低。尽管历史上的自耕农比重和当前的土地流转率在统计上存在紧密的联系,但可能存在的疑问是,为什么经历了多次政治变革和土地革命之后,历史上的自耕农比重与当前的土地流转率依然还有那么强的相关性?一种最直接的可能解释是地理。有些村庄的地形条件可

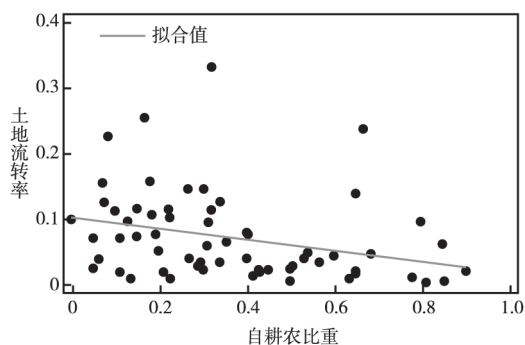


图 2 土地流转率和自耕农比重

能不利于土地流转(如丘陵地区),而其他村庄在地理条件上更有利于流转(如平原地区)地理条件的差异可以直接导致历史上的土地流转率和当期土地流转率高度相关。第二种可能的解释是制度。历史上土地集中程度越高的地区产权保护可能越好。因为与分散的自耕农相比,大地主大财阀集体行动与政府谈判的交易成本更低、能力更强,在其财产遭遇公权力侵害时更能保护自己的私有财产,因此民国时期的自耕农比重可能衡量了该地历史上纵向产权保护程度(陆铭等 2018)。同样地,土地流转率反映了该地当前对于经营权的保护程度,因此若该地历史上对于产权的保护越好,现在的土地流转率也应当越高。第三种可能解释是文化。中国农村最典型的文化特征

之一是宗族文化,其对历史和当前的土地流转都有重要影响。研究发现,宗族力量即使在经历了激烈的社会主义变革之后依然有很强的延续性(Guo *et al.* 2018)。宗族文化可能是历史上自耕农比重和当前土地流转相关的另一个可能原因^①。

本文的自耕农比重是截面数据,再乘以国家层面的土地流转率作为政策冲击,反映了国家层面流转政策的变化在不同的地区产生的差异化影响。有鉴于此,我们用土地流转政策的地区异质性作为外生性的来源,采用国家流转率 \times 自耕农比重作为村级土地流转率的工具变量,来估计土地流转与农业生产效率、农民收入和收入不平等的因果关系。工具变量一阶段模型设定如下:

$$lease_{it} = \alpha_2 + \gamma_1 natlease_{it} \times cultivator_p + \gamma_2 \delta_{it} + \sigma_{vi} + \mu_t + \varepsilon_{vit} \quad (2)$$

$lease_{it}$ 是 v 村在 t 年的土地流转率,该变量的含义和计算方法与(1)式相同。 $natlease_{it} \times cultivator_p$ 是本文的工具变量, $natlease_{it}$ 是国家层面的流转率,由国家-年份层面所有家户的流转入土地面积之和除以所有家户的年末耕地面积之和求得。 $cultivator_p$ 是地级市层面的 20 世纪 30 年代农村的自耕农比重。虽然土地流转率为村层面变量,但是由于样本村大都分布在不同地级市,因此工具变量的变异层级与解释变量基本一致。 δ_{it} 是一组村层面的随时间变化的控制变量,包括村常住人口数量、村男女性别比例、村劳动力比重。 μ_t 是年份固定效应, σ_{vi} 是家户固定效应。

工具变量一方面要与解释变量高度相关,一方面也要满足不与被解释变量直接相关。我们接下来逐个排除工具变量可能影响被解释变量的渠道。第一,自耕农比重可能通过文化等不随时间变化的因素直接影响当前的农业生产效率,国家层面流转政策也可能直接冲击家户的产出水平和农业收入,所以我们控制了年份和家户的固定效应,因此直接剔除了工具变量的两个组成部分,国家流转率和自耕农比重对农业生产效率、农民收入和收入不平等的直接影响。因此,以国家流转率 \times 自耕农比重作为工具变量的实质是利用国家层面流转率的变化在各村产生差异影响来识别土地流转率对于被解释变量的影响。第二,当地地理条件如土壤肥沃程度等也可能会影响生产效率和农民收入水平,因此我们加入了家户固定效应,直接影响可以全部被家户固定效应吸收。第三,由于国家层面的宏观形势可能同时影响国家层面的土地流转率和农业的生产效率,因此我们在(2)式中控制了年份固定效应。第四,村层面的随时间变化

^① 本文作者搜集了宗谱数据制作了自耕农比重、土地流转率与宗谱数量的相关性表格。相关性表格的结果可以证明,历史上自耕农比重越高的地区(地主比重越低的地区),宗族的势力越弱,而宗族的力量可以延续到当代,对当前的土地流转率产生影响。由于篇幅所限,该部分内容在正文中不过多展开,如有需要可以联系作者获得相关的经验分析结果。

的变量可能会影响该地区历史上土地集中程度,同时可能对今天的农业生产效率产生影响。比如,在人口数量越多的村,人均耕地越少,土地集中越困难,这也会影响农业的生产效率。因此,我们在回归中控制了一组村层面的人口特征变量,如人口数量、劳动力比重和男女性别比,来控制随时间变化的遗漏变量的影响。

四 土地流转与农业生产效率

本部分将对土地流转与农业生产效率的关系展开研究。首先,本节利用固定效应模型(1)初步考察土地流转对于农业生产效率的影响,然后利用工具变量模型(2)研究土地流转与农业生产效率的因果关系。为了进一步探究土地流转影响农业生产效率的原因,本节将考察土地规模和农业投入在土地流转与农业生产率关系中的作用。

(一) 土地流转对农业生产效率的影响

1. 固定效应模型。本小节采用固定效应模型估计土地流转对于农业生产效率的影响。表1汇报了固定效应模型(1)的回归结果。

表1 土地流转对农业生产效率的影响(固定效应)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	粮食产量	亩均粮食产量	人均粮食产量	种植业净收入	亩均种植业净收入	人均种植业净收入
土地流转率	-1.5383 *** (0.1219)	-1.3005 *** (0.1102)	-1.3203 *** (0.0995)	-0.3674 *** (0.0565)	-0.3005 *** (0.0537)	-0.3215 *** (0.0532)
固定资产	0.0001 (0.0035)	-0.0184 *** (0.0047)	0.0050 (0.0036)	0.0079 *** (0.0022)	0.0085 *** (0.0025)	0.0063 *** (0.0024)
年末土地规模	0.7010 *** (0.0311)		0.7894 *** (0.0438)	0.5297 *** (0.0185)		0.6453 *** (0.0286)
劳动天数	0.1699 *** (0.0125)	0.0861 *** (0.0139)	0.1785 *** (0.0122)	0.5382 *** (0.0161)	0.5964 *** (0.0153)	0.5861 *** (0.0147)
中间投入	0.5696 *** (0.0131)	0.5216 *** (0.0135)	0.5327 *** (0.0122)			
家户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	86 330	86 330	86 330	81 825	81 825	81 825
R ²	0.3535	0.1833	0.3210	0.3733	0.2893	0.3431

说明: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。括号中为标准误。回归聚类在家户层面。下表同。除土地流转率外,各变量均取对数后回归。

表 1 的结果说明,土地流转率对农业生产效率产生了负向影响。表 1 的第(1)–(3)列是粮食产量作为被解释变量的回归结果,第(4)–(6)列是种植业净收入作为被解释变量的回归结果。由于农业生产效率最直接的衡量标准是作物产出,本文首先汇报了粮食产量的回归结果。第(1)列的回归结果表明,土地流转会显著降低家户的粮食产出水平,土地流转率每提高 1 个百分点,家户的粮食产量下降约 1.54%,该结果在 1% 的水平上统计显著。第(2)列将被解释变量替换为了亩均粮食产量,回归系数依然统计显著。第(3)列以人均粮食产量作为被解释变量,回归系数绝对值较第(1)列有所降低,但较第(2)列有所上升,且显著为负,说明了回归结果的稳健性。在第(4)–(6)列中,我们进一步将被解释变量替换为种植业净收入,回归结果同样显示,土地流转率的提高会显著降低家户总种植业净收入、亩均种植业净收入和人均种植业净收入。其中,土地流转率上升 1 个百分点导致总种植业净收入下降 0.37%。固定效应回归结果表明,中国现阶段的土地流转不仅没有起到提升农业生产效率的作用,反而恶化了生产效率,降低了家户种植业净收入水平。

2. 工具变量模型。由于固定效应模型中可能存在反向因果、测量误差和随时间变化的遗漏变量等问题,本文进一步采用国家流转率 \times 自耕农比重作为土地流转率的工具变量,并对工具变量模型(2)进行了回归,结果详见表 2。

表 2 土地流转对农业生产效率的影响(工具变量)

	(1) 粮食产量	(2) 亩均粮食 产量	(3) 人均粮食 产量	(4) 种植业 净收入	(5) 亩均种植业 净收入	(6) 人均种植业 净收入
A: 工具变量二阶段回归						
土地流转率	-4.4775 *** (0.5422)	-4.4164 *** (0.4901)	-4.4945 *** (0.4740)	-0.7037 ** (0.3324)	-0.3242 (0.3014)	-0.6900 ** (0.3059)
人口数量	0.3321 *** (0.0633)	0.2917 *** (0.0579)	0.3129 *** (0.0573)	0.3683 *** (0.0336)	0.3513 *** (0.0311)	0.3436 *** (0.0314)
性别比	0.6007 *** (0.1073)	0.3344 *** (0.0952)	0.4015 *** (0.0926)	0.7871 *** (0.0950)	0.7477 *** (0.0848)	0.6146 *** (0.0823)
劳动力比重	-0.0451 (0.0949)	0.1064 (0.0801)	-0.0013 (0.0785)	-0.1247 ** (0.0566)	-0.1345 ** (0.0525)	-0.1223 ** (0.0530)
家户投入变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	86 022	86 022	86 022	81 513	81 513	81 513
R ²	0.3338	0.1485	0.2861	0.3795	0.2973	0.3480

(续表 2)

	(1) 粮食产量	(2) 亩均粮食 产量	(3) 人均粮食 产量	(4) 种植业 净收入	(5) 亩均种植业 净收入	(6) 人均种植业 净收入
B: 工具变量一阶段回归						
国家流转率 ×	-1.6795 ***	-1.6795 ***	-1.6795 ***	-1.7684 ***	-1.7684 ***	-1.7684 ***
自耕农比重	(0.0655)	(0.0655)	(0.0655)	-0.0682	-0.0682	-0.0682
村层面变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	86 303	86 303	86 303	81 798	81 798	81 798
R ²	0.2619	0.2619	0.2619	0.2848	0.2848	0.2848
F 值	223.7	223.7	223.7	238.7	238.7	238.7

说明: 家户投入变量包括土地规模、劳动天数、固定资产和中间投入。村层面的控制变量包括人口数量、性别比和劳动力比重。除土地流转率、性别比及劳动力比重外, 各变量均取对数后回归。下表同。

表 2 展示了工具变量模型的回归结果。A 和 B 部分分别汇报了工具变量二阶段和一阶段的回归结果。第二阶段回归结果同样表明土地流转降低了农业生产效率。第(1)列中, 土地流转率上升 1 个百分点, 家户粮食产量下降 4.48%; 第(2)列将被解释变量替换为亩均粮食产量, 回归系数有所下降但同样稳健; 第(3)列进一步考察了土地流转对于人均粮食产量的影响, 回归结果同样在 1% 的水平上统计显著。(4) - (6) 列的被解释变量为种植业净收入, 与固定效应模型回归结果一致, 土地流转率提高会降低家户的种植业净收入。工具变量回归系数高于固定效应模型回归系数, 说明固定效应模型的回归结果可能被低估。B 部分的一阶段回归结果显示 20 世纪 30 年代自耕农比重越高, 当前土地流转率越低。F 值显示不存在弱工具变量问题。

(二) 土地流转对家户投入的影响

土地流转可以提高生产效率的前提是流转入土地的家户都以提升生产效率、实现规模经营为目的发展生产。但是本文的基准回归结果表明, 土地流转并未提升农业的生产效率。考虑到样本观测期内, 土地流转正处于逐步受到法律规范的过程中, 农户可能在流转中存在非正式流转或无序流转的行为。非正式流转会影响流转入家户在土地中的投入, 进而影响农业的生产效率(刘守英 2017)。因此, 本文进一步从家户农业投入的角度分析土地流转的影响。本文计算了种植业和粮食生产的亩均劳动投入天数, 亩均固定资产价值和种植业亩均中间投入作为衡量家户投入的指标, 且将基准回归方程(1)中的被解释变量替换为上述投入变量指标, 着重考察土地流转率的变化对于家户投入的影响, 回归结果详见表 3。限于篇幅, 从本部分开始仅汇报工具变量二阶段的回归结果。

表 3 土地流转对农户投入的影响(工具变量二阶段回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	亩均种植业 劳动天数	亩均粮食种 植劳动天数	亩均固定 资产投入	亩均中 间投入
土地流转率	-0.1146 (0.2603)	-2.8518 *** (0.3185)	1.7813 ** (0.7006)	-2.6860 *** (0.3338)
农户投入变量	控制	控制	控制	控制
村层面变量	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	86 311	86 311	86 311	86 311
R ²	0.3392	0.1925	0.0476	0.2430

表 3 汇报了土地流转对农户投入变量的回归结果。第(1)列中的被解释变量是亩均种植业劳动投入天数,回归结果显示,土地流转降低了种植业亩均投入的劳动天数,虽然在统计意义上并不显著。第(2)列回归结果显示,土地流转显著降低了亩均粮食生产的劳动投入天数,土地流转率提高 1 个百分点,劳动天数投入降低 2.85%。第(3)列回归结果显示,土地流转显著促进了农户在农业固定资产方面的投入,但是影响系数较小,土地流转率上升 1 个百分点,亩均固定资产投资上升 1.78%。第(4)列的回归结果表明,土地流转显著降低了种植业的中间投入水平。由表 3 的回归结果可知,土地流转降低了农业的亩均中间投入和劳动力投入水平,增加了农户的农业固定资产投资投入,但影响有限。这说明在经营权尚未得到保证的前提下,土地流转并没有激励农民在土地上进行更多的投入。

(三) 土地流转、种植规模与农业生产效率

基于(1)和(2)式的回归结果,我们发现,土地承包经营权流转不仅没有提高反而降低了农业生产效率。这使我们进一步思考回归结果背后的逻辑关系。在中国现阶段的农村地区,农民对于流转而来的土地没有稳定的经营权,这为农业的规模化经营,提高农业生产效率带来了严重的阻碍。考虑到规模经营在提高农业生产效率中的关键性作用,我们进一步将主要的解释变量调整为土地流转率和农户年末耕地面积的交叉项,以期验证是否只有规模经营时,农业生产效率才会提高。因此计量模型调整如下:

$$Y_{vit} = \alpha_3 + \theta_1 leaserate_{it} \times landscale_{vit} + \theta_2 leaserate_{it} + \theta_3 landscale_{vit} + \theta_4 K_{vit} + \theta_5 L_{vit} + \theta_6 T_{vit} + \theta_7 M_{vit} + \sigma_{vi} + \mu_t + \varepsilon_{vit} \quad (3)$$

其中, Y_{vit} 是主要的被解释变量,定义与(1)式相同。 $leaserate_{it} \times landscale_{vit}$ 是主要的解释变量,代表村层面土地流转率和农户层面土地规模的交叉项。 $landscale_{vit}$ 即

家户土地规模。本文根据被解释变量的不同选取了两个变量衡量,分别是种植业土地规模和粮食种植土地规模。此外,我们还控制了村层面的流转率 $leaserate_{vit}$ 。其余的控制变量包括家户层面的种植业投入变量 K_{vit} 、 L_{vit} 、 T_{vit} 、 M_{vit} ,家户层面固定效应和年份固定效应。控制变量定义均与(1)式相同。

为了进一步解决固定效应回归中可能存在的内生性问题,我们构造了全国土地流转率、民国自耕农比重和家户种植业土地规模的交互项,作为村土地流转率和家户种植业土地规模交互项的工具变量。构造全国土地流转率和民国自耕农比重的交互项作为村土地流转率的工具变量。表4汇报了方程(3)二阶段的回归结果。

表4 土地流转与种植规模对农业生产效率的影响(工具变量二阶段回归结果)

	(1) 粮食产量	(2) 亩均粮食 产量	(3) 人均粮食 产量	(4) 种植业 净收入	(5) 亩均种植业 净收入	(6) 人均种植业 净收入
土地流转率 × 土地规模	16.9621 *** (3.3318)	19.3526 *** (3.6197)	19.1660 *** (3.2138)	9.0654 *** (2.0741)	8.3160 *** (2.1049)	11.7908 *** (2.5854)
土地流转率	-23.3742 *** (4.3295)	-28.0971 *** (4.6652)	-26.9177 *** (4.1093)	-16.8433 *** (3.8318)	-15.5727 *** (3.8831)	-21.6967 *** (4.7070)
土地规模	0.2687 (0.3396)	-0.8671 ** (0.3585)	-0.5801 * (0.2964)	0.0611 (0.1968)	-0.6282 *** (0.2124)	-0.5723 ** (0.2276)
家户投入变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村层面变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	81 831	81 831	81 831	81 505	81 505	81 505
R ²	-0.0703	-0.8339	-0.6698	0.0525	-0.1197	-0.3950
弱工具变量检验	17.42	18.43	19.67	16.08	14.09	14.37

表4汇报了土地流转率与土地规模交叉项对生产效率影响的基本回归结果。第(1)列的回归结果与表1和表2一致:土地流转率对家户的粮食产出存在显著为负的影响。第(1)列回归结果同时显示,土地流转率与土地规模交叉项系数为正,说明土地流转可以通过提升土地经营规模,进而提升农业生产效率。换言之,虽然土地流转行为没有提升平均农业生产率,但土地流转带来的农地集中和规模效应使得农业生产效率得以提高。第(2)(3)列报告了将被解释变量替换为亩均和人均粮食产量的回归结果,其系数与列(1)回归系数的显著性和方向一致,说明回归结果稳健。在第(4)–(6)列中,我们进一步将被解释变量替换为家户种植业净收入,结果也同样稳健。

政策的推行过程为表 4 的回归结果提供了合理的阐释。根据 Chari *et al.* (2017) 的研究,中国自 2003 至 2013 年逐步在各省开展土地经营权的稳定工作,各省农户的土地流转行为显著增加,土地由低生产效率家户转移至高生产效率家户。这说明从全国层面来讲,2013 年之前由于土地经营权未受到法律保障以及土地流转市场不完备,并未真正实现土地向生产效率高的家户转移。事实上,在当前的中国农村,无序流转依然广泛存在(刘守英 2017),且由于农地流转信息不对称等原因,土地租赁交易多发生在亲戚朋友之间(陈飞和翟伟娟 2015)。这也是 2014 年以来,中国将农地“三权分置”改革作为农地制度改革的基本方向的重要原因(高帆 2018)。虽然土地流转行为没有提升农业生产率,但表 4 的回归结果证明,土地流转带来的农地集中和规模效应使得农业生产效率得以提高。这说明促进土地有效流转,实现适度规模经营,依然是现阶段提升中国农业生产效率的重要手段(冒佩华等 2015)。

(四) 稳健性检验

虽然本文采用工具变量法识别了土地流转和农业生产效率之间的因果逻辑,但是基准回归结果依然面临挑战。第一,家户的农业生产效率的回归结果可能被生产效率不同的家户权重影响,从而使得回归结果显著为负。因此我们计算了村-年份层面的平均生产效率和生产投入情况,在村层面对农业生产效率进行回归。第二,历史上的地权变革会直接影响当地的产权保护传统,使得国家层面流转率产生地区间差异影响,进而影响生产效率。因此,本文控制了新中国成立后两次重大的地权调整,1950 年的土地改革和 1978 年的家庭联产承包责任制。对于土地改革的影响,本文利用调查村所在县划分的地主人口占比衡量当地在土地改革中对私人地权的破坏程度(Kung *et al.* 2012)。对于家庭联产承包责任制的影响,本文主要利用调查村所在县实行家庭联产承包责任制的年份衡量。家庭联产承包实行的越早,说明当地对于私人地权的保护意愿越强烈(陆铭等, 2018)。第三,当地的地形情况会影响国家层面流转政策的推行程度,因此本文控制了调查村所在县的山地比重和海拔高度与国家层面流转率的交叉项。第四,农村固定观察点问卷在 1999 年的收入数据存在异常波动,我们有必要剔除这部分数据。第五,为了剔除部分抛荒家户可能对生产效率产生的负面影响,本文进一步将产出为零的家户剔除,重新进行回归。第六,衡量生产效率的另外一个重要指标是农业的全要素生产率,本文利用基础回归模型(1)式计算出了种植业和粮食生产的 TFP,进一步检验本文基础结果的稳健性。表 5 汇报了稳健性检验的回归结果。

表 5 A 部分汇报了在村层面,土地流转对农业生产效率的回归结果。(1)-(3) 列汇报了粮食产量的回归结果,(4)-(6) 列汇报了种植业净收入的回归结果。列(1)-(3) 的

土地流转、农业生产率与农民收入

表 5 稳健性检验(工具变量二阶段回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A: 村层面回归结果						
	村粮食产量	村亩均粮食产量	村人均粮食产量	村种植业净收入	村亩均种植业净收入	村人均种植业净收入
土地流转率	-6.4438 *** (1.1969)	-6.2224 *** (1.0060)	-5.9455 *** (0.9082)	0.3889 (0.8513)	0.2134 (0.8246)	-0.3354 (0.6983)
B: 控制地理特征和土地变革(被解释变量为人均粮食产量)						
	固定效应模型			交互项模型		
土地流转率	-5.5242 *** (1.0378)	-3.8655 *** (0.4283)	-6.4234 *** (0.6266)	-25.4223 *** (4.7464)	-47.0821 *** (11.6159)	-11.1529 *** (1.2637)
土地流转率 × 土地规模				18.7608 *** (3.2395)	32.8363 *** (8.4319)	5.9975 *** (0.9461)
地理特征 × 国家流转率	控制			控制		
家庭联产时间 × 国家流转率	控制			控制		
地主比重 × 国家流转率	控制			控制		
C: 删除异常值 改变农业生产率衡量方式(被解释变量为人均粮食产量) :						
	固定效应模型			交互项模型		
土地流转率	-4.5669 *** (0.4651)	-3.6988 *** (0.2566)	-3.8417 *** (0.3227)	-25.0919 *** (3.8802)	-7.8935 *** (0.8120)	-15.0000 *** (2.1889)
土地流转率 × 土地规模				17.5411 *** (3.0291)	3.3771 *** (0.5374)	9.8099 *** (1.7112)

说明: A 部分控制了村层面、年份固定效应以及村层面的控制变量; B 和 C 部分控制了家户层面和村层面控制变量、年份和家户固定效应。

回归结果表明,土地流转显著降低了村层面的粮食产量。(4)–(6)列的回归结果虽然不具有显著性,但是整体来看,土地流转并未显著提高农业的生产效率。B 部分汇报了控制地理变量和地权改革之后的回归结果。限于篇幅,此处仅选取人均粮食产出作为农业生产效率的代理变量。(1)–(3)列汇报了固定效应模型的估计结果,(4)–(6)列汇报了交互项模型的估计结果。前三列分别控制了山地占比、海拔、家庭联产承包责任制的施行时间以及土改时划分地主的占比情况。结果显示,回归系数的方向和显著性并未改变。(4)到(6)列的回归结果进一步表明地理变量和地权变革不会影响交叉项回归系数的方向和显著性。C 部分汇报了对样本选择和指标计算方式进行稳健性检验的回归结果,各列被解释变量与 B 部分保持一致。列(1)中剔除了 1999 年的

数据,列(2)中剔除了产值为零的家户,列(3)用全要素生产率衡量农业生产效率,回归结果依然保持稳健。(4)–(6)列的处理方式与前三列一一对应。结果显示,样本选择和指标衡量的改变并不会改变基准结果的稳健性。

五 土地流转与农民收入

上文的分析表明,土地流转在平均意义上降低了农业的生产效率。但从农民角度考虑,一个更重要的问题是,通过土地流转能否改善其自身的收入水平,这将是本节重点考察的问题。进一步地,为了考察土地流转影响农民收入背后的机制,本节研究了土地流转对农村劳动力配置情况的影响。最后,收入不平等是影响居民福利的重要指标,本节同时对土地流转如何影响收入不平等进行了分析。

(一) 土地流转对农民收入的影响

本节研究土地流转如何影响农民收入。在农村固定观察点问卷中,农民的收入主要由三部分构成,其一是家庭经营收入,其二是外出务工收入,其三是大型企业经营和财产性收入。考虑到第三部分收入在固定观察点数据中缺失严重,同时家庭经营收入和外出务工收入之和平均占家户总收入的80%以上,本文着重考察土地流转率对家庭经营收入和外出务工收入的影响。其中,家庭经营收入又分为种植业收入和其他收入两部分,其他收入中主要包括家庭副业经营和个体工商业经营收入,本文统一将其称为个体工商业收入。表6汇报了土地流转对农民收入的回归结果。

本小节的回归模型依然沿用(1)式的设定。第(1)列的回归结果承接表2中的人均种植业净收入的回归结果,回归结果显示,土地流转显著降低了人均种植业净收入

表6 土地流转对农民收入的影响(工具变量二阶段回归结果)

	(1) 人均种植业 净收入	(2) 人均纯收入	(3) 人均外出 务工收入	(4) 人均家庭经营 净收入	(5) 人均个体 工商业收入
土地流转率	-0.6900** (0.3059)	0.7443*** (0.2425)	3.7626*** (1.1780)	2.5211*** (0.4084)	11.0472*** (1.2193)
家户投入变量	控制	控制	未控制	控制	控制
村层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
家户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	81 513	69 647	69 647	69 647	69 647
R ²	0.3480	0.2814	0.2268	0.0583	-0.0867

水平。第(2)列将被解释变量替换为人均纯收入,回归结果表明,土地流转率上升1个百分点,家庭的人均纯收入约上升0.74%。由于土地流转并未直接提升种植业的收入水平,这使得我们进一步探究人均收入上升背后的原因。农户家庭收入主要分为外出务工收入和家庭经营收入,在第(3)和(4)列,我们着重考察了土地流转对这两部分收入的影响,回归结果显示,土地流转率的提高可以显著提高家庭人均务工收入和家庭人均经营净收入。土地流转率提高1个百分点,人均外出务工收入提高3.76%,人均家庭经营净收入提高2.52%。家庭经营收入中的种植业收入虽然并未提高,但(5)列的回归结果表明,土地流转显著提高了个体工商业人均收入水平。以上回归结果表明,土地流转导致农村家庭的非农收入增加,并最终提高了农村家庭净收入。

(二) 土地流转对劳动力结构的影响

土地流转并没有直接导致种植业收入的上升,却引起了外出务工收入和个体工商业经营收入的上升,这促使我们去研究背后的原因。为了进一步验证农村家庭收入提高的渠道,我们研究了劳动力在不同行业的转移情况。本文计算了两个用于衡量家户层面劳动力转移的指标,第一是外出务工劳动力占家户劳动力比重,第二是务农劳动力占家户劳动力比重。相关回归结果详见表7。

表7 土地流转对劳动力结构的影响(工具变量二阶段回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	务工劳动力占比	务农劳动力占比	务工劳动力占比	务农劳动力占比
土地流转率	0.3805** (0.1787)	-0.8844*** (0.2223)	0.3011* (0.1712)	-0.7293*** (0.2076)
最近城市GDP(对数)			控制	控制
企业数量(对数)			控制	控制
家户固定效应	控制	控制	控制	控制
村层面控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	38 981	38 110	38 981	38 110
R ²	0.0157	-0.0615	0.0275	-0.0258

表7汇报了土地流转对劳动力转移的影响。第(1)列的回归结果显示,土地流转显著提高了家户外出务工劳动力的占比,土地流转率提高1个百分点,外出务工劳动力占比提升0.38%。第(2)列的回归结果表明,土地流转率的提高降低了家户层面农业劳动力的比重,土地流转率上升1%,农业劳动力占比下降0.88%。结合(1)(2)两列和表6的回归结果发现,土地流转使得劳动力由务农向外出务工转移,推进了城市

化进程,同时提高了农民的外出务工收入和家庭经营收入。

然而,本部分回归结果可能面临的挑战是,究竟是土地流转放松了农民对土地的依附,进一步推动了农民外出务工,还是外界的务工机会为农民提供了更多的收入来源,从而拉动农民离土离乡^①?值得注意的是,本文在此处汇报了工具变量回归结果,主要对土地流转对于外出务工的“推力”进行因果识别,但是由于外出务工机会对劳动力的迁移和土地流转率同时产生影响,我们依然需要控制这一变量。本文分别控制了本地的务工机会和外地的务工机会,以期控制外出务工机会对本文回归结果的影响。参考 Zhao(2018)中的设定,本地的务工机会由本村的企业数量衡量,外出的务工机会主要由距离该村所在县直线距离最近的城市人均GDP衡量。表7的第(3)和(4)列汇报了控制务工机会的回归结果,与列(1)和(2)相比,土地流转的系数有所下降,这说明未控制务工机会使得回归结果被高估。

(三) 土地流转对农村收入不平等的影响

由上文的回归结果得知,土地流转使得更多的人从传统的农业经营中解放出来,从事非农生产。那么,劳动力转移带来的农户层面的非农收入的提高是否会影响农村收入不平等程度?本文进一步将被解释变量替换为村-年份层面的收入基尼系数,表8汇报了村层面土地流转率对收入不平等的影响。

表8 土地流转对收入不平等的影响(工具变量二阶段回归结果)

	(1) 人均纯收入 基尼系数	(2) 人均外出务工 收入基尼系数	(3) 人均家庭经营净 收入基尼系数	(4) 人均个体工商业 收入基尼系数	(5) 人均种植业净 收入基尼系数
土地流转率	0.2695*** (0.0744)	0.1551 (0.1009)	0.2512** (0.1027)	0.6794*** (0.2546)	0.5088*** (0.1085)
村层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
村固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1297	1261	1297	1001	1227
R ²	0.5377	0.4780	0.7521	0.4262	0.6146

表8第(1)列的回归结果表明,土地流转率的上升显著提高了人均纯收入的基尼系数,土地流转率提高1个百分点,基尼系数上升0.27个百分点。第(2)列将被解释

^① 需要指出,我们并不否认外出务工的拉力对于土地流转的重要作用,现有文献也证实了外出务工拉力影响了农民土地流转的决策(Zhao, 2018)。但是由于本文要识别土地流转对于外出务工的推力作用,因此要控制外出务工拉力的影响。

变量进一步替换为了外出务工收入的基尼系数,回归结果并不显著。第(3)列的被解释变量为家庭经营收入的基尼系数,回归结果表明,土地流转显著提高了家庭经营收入的不平等,土地流转率提高1个百分点,家庭经营收入的基尼系数上升0.25个百分点。这说明土地流转导致的家庭经营收入不平等的提升是农村家庭收入不平等提高的重要原因。第(4)和(5)列的回归结果显示,土地流转同时提升了个体工商业收入的不平等和种植业净收入的不平等。综合表8提供的信息,土地流转最终导致了农村家庭收入不平等有所提升。同时,由于外出务工收入的提升并未影响收入不平等的情况,因此从政策意义上而言,进一步稳定经营权,推动农民外出务工,增加农民非农就业收入,是提高农民收入和农民福利水平的重要渠道。

(四) 稳健性检验

上文的回归结果表明,土地流转提高了人均纯收入,并提升了农村的收入不平等程度。虽然本文自表3开始均汇报工具变量模型的回归结果,但是依然有必要对第五部分的回归结果进行稳健性检验。第一,与农业生产效率部分的回归结果相同,人均收入的回归结果同样可能被不同收入水平的家户权重影响。因此,我们计算了村-年份层面的人均收入情况,对村级人均收入水平进行回归。第二,收入基尼系数对收入两端的异常值非常敏感,因此我们对收入不平等部分的回归结果进行如下稳健性检验:首先,替换收入基尼系数的衡量方式。本文计算了变异系数和泰尔指数作为收入不平等的代理变量,验证回归结果的稳健性。其次,剔除收入异常值。本文剔除了收入两端0.025%的异常值和年收入小于1200元的家户样本,重新计算基尼系数。最后,剔除1999年的收入数据,重新估计基尼系数。表9汇报了稳健性检验的回归结果。

表9中A部分汇报了村层面人均收入水平的回归结果。第(1)列承接表5中村级人均种植业净收入的估计系数,结果显示,土地流转降低了村级人均种植业净收入,虽然在统计意义上并不显著。列(2)报告了土地流转对村级人均纯收入的回归系数,土地流转率上升1个百分点,村级人均纯收入上升1.29%,这与家户层面人均纯收入系数的方向和显著性一致。列(3)和(4)汇报了村级人均外出务工收入和人均家庭经营收入的回归结果,与家户层面回归结果类似,土地流转同样可以提升村层面人均务工收入和家庭经营收入。最后一列考察了土地流转对于家户个体工商业收入的影响,系数的显著性和方向同样和表6保持一致。B部分汇报了更换收入基尼系数衡量方式的回归结果。限于篇幅,本文在此仅选取人均纯收入计算收入不平等指标。列(1)和(2)的变异系数和泰尔指数回归结果显示,土地流转提高了收入不平等程度。列(3)汇报了去除收入两端0.025%异常值的基尼系数回归结果,与表8相比,回归系数

表9 稳健性检验(工具变量二阶段回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A: 村层面回归结果					
	村人均种植业净收入	村人均纯收入	村人均外出务工收入	村人均家庭经营净收入	村人均个体工商业收入
土地流转率	-0.3354 (0.6983)	1.2871*** (0.3614)	2.3828*** (0.8483)	2.3460*** (0.5998)	5.0355*** (1.2351)
投入变量	控制	控制	否	控制	控制
村层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
村固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1297	1297	1297	1297	1297
B: 改变收入不平衡衡量方式; 删除异常值					
	人均纯收入变异系数	人均纯收入泰尔指数	人均纯收入基尼系数	人均纯收入基尼系数	人均纯收入基尼系数
土地流转率	0.5841* (0.3229)	0.3482*** (0.1141)	0.1323* (0.0769)	0.2776*** (0.0742)	0.1612** (0.0780)
村层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
村固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1296	1297	1297	1234	1297

说明: 投入变量包括土地和固定资产投入。

略有下降且依然正向显著。列(4)和(5)的回归结果进一步表明,剔除1999年收入异常值和年收入小于1200元的家户样本并不影响收入不平等回归结果的稳健性。

六 结论性评述

乡村振兴的最终目标是促进农村发展,提升农业竞争力,提高农民收入。国际经验和中国实践表明,稳定的土地产权有利于农业和农村的发展。本文以土地流转为切入点,研究经营权流转对于农业生产效率、农民收入和农村收入不平等的影响。研究发现,历史上自耕农比重越低、土地流转率越高的村庄,改革开放以来的土地流转率越高。但是,土地流转并没有提高平均农业生产率,只有当土地流转促进了规模化经营时,农业生产效率才能提高。本文的另一个发现是,土地流转有利于提高农民收入,其原因在于,土地流转让更多人从事了非农就业,增加了打工收入和经营性收入,进而提升了居民收入。

水平。同时,土地流转提高了农村收入不平等程度,主要是由于家庭经营收入不平等所致。

近年来,尽管在现有产权制度下,经营权保障和规范土地流转取得了重大的进步,但是土地流转中依然存在小规模、低效率和无序的现象,使得农地规模经营难以形成,农业生产效率不升反降(田传浩和方丽,2013)^①。这也是政府近年大力推进“三权分置”改革的现实原因,也说明保障经营权对未来中国农业发展的重要意义。农地“三权分置”的核心是切实维护土地经营者的合法权益,该项改革有助于进一步明晰土地产权,降低农民的交易成本,促进土地流转,实现适度规模经营,同时激励土地经营者对土地进行长期投资,提高农业生产率。但是,如何切实保障土地经营权还有待进一步研究和摸索。有研究发现,土地经营权确权颁证和利用经营权抵押贷款依然困难重重,土地流转在实际操作中依然存在经营方或流转方权利无法得到保障的情形,这些都是阻碍统一有序土地流转市场建立的重要因素(刘守英,2017)。

尽管近年来土地流转率不断上升,但实现规模性经营的农户依然是少数。假定中国2.6亿的农民工全部融入城镇,手中的土地全部流转给其他经营主体,农村人均耕地规模也不超过5亩(刘守英,2017)。即使农户经营权得到了更有效保障,中国农户生产规模也不可能和美国等土地资源丰裕的国家相比,这是由中国人多地少的基本国情所决定的。因此,中国农业规模经济不能单纯靠扩大土地规模,而应通过投入要素的优化组合得以实现,如提高农业服务环节的效率等(刘守英,2017)。此外,乡村振兴战略应该因地制宜,根据不同地区特征选择不同的模式,政府在完善相关产权制度的同时,应该尊重农民对于经营模式的探索和创新,鼓励多种农业经营模式发展。

本文的研究发现,尽管当前土地流转没有提高农业生产率,但起到了提高农民收入的作用。其原因在于,土地流转使得很多农户不再被土地所束缚,可以更多地从事非农就业,包括进城务工和从事个体工商业等。相比较而言,非农就业收入往往高于农业生产,非农就业增加使得农民收入得以提高。由此可见,乡村振兴战略应该在城乡统筹协调的大视野下展开,而不能局限于乡村本身。改革开放以来,中国农民收入不断上升,农民生活水平不断提高,在很大程度上得益于城市化的进程。城市为农民提供了非农就业的机会,农民得以离开土地获取更高的收入。只有当大量农民离开农

^① 我们还利用最新数据对本文结论的一般性进行了进一步验证。根据不同数据的特点和优势,我们选取了CFPS2014-2018和CHFS2015的调查数据,并主要对非正式流转行为、耕地细碎化程度以及土地经营权保障程度三个方面进行考察,来验证本文结论的一般性。微观调查数据显示,中国当前土地流转依然存在流转无序、规模不足、产权不明的问题,这些问题会造成土地流转难以促成适度规模经营,进而难以对农业产出产生正向作用。由于篇幅所限,该部分内容在正文中不过多展开,如有需要可以联系作者获得相关研究结果。

村,农村人均土地拥有量才能上升,规模化经营才能实现,农业生产率才能提高。当前,中国依然存在诸多阻碍农民进城的制度,比如户籍制度以及与之相伴随的城乡分割、地区分割的社会保障、医疗和教育制度。这些制度抑制了农民进城,使得农民无法融入城市生活,直接造成了居高不下的城乡收入差距(陈斌开等,2010)。因此,实现乡村振兴,不仅要在农村进行改革,更需要推动城市部门改革,鼓励农民进入城市,享受与城市居民相同的公共服务,最终实现城乡协调发展。

参考文献:

- 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱(2010):《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
- 陈飞、翟伟娟(2015):《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期。
- 程令国、张晔、刘志彪(2016):《农地确权促进了中国农村土地的流转吗》,《管理世界》第1期。
- 高帆(2018):《中国农地“三权分置”的形成逻辑与实施政策》,《经济学家》第4期。
- 韩茵、钟甫宁(2011):《劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响》,《中国农村经济》第4期。
- 刘守英(2017):《中国土地问题调查——土地权利的底层视角》,北京:北京大学出版社。
- 陆铭、常晨、王丹利(2018):《制度与城市:土地产权保护传统有利于新城建设效率的证据》,《经济研究》第6期。
- 冒佩华、徐骥(2015):《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》第5期。
- 冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹(2015):《农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证》,《经济研究》第11期。
- 国家统计局国民经济综合统计司(2010):《新中国六十年统计资料汇编》,北京:中国统计出版社。
- 国家发展和改革委员会价格司(2015):《全国农产品成本收益资料汇编》,北京:中国统计出版社。
- 中华人民共和国农业部(2016):《中国农业统计资料》,北京:中国农业出版社。
- 田传浩、陈宏辉、贾生华(2005):《农地市场对耕地零碎化的影响——理论与来自苏浙鲁的经验》,《经济学(季刊)》第2期。
- 田传浩、方丽(2013):《土地调整与农地租赁市场:基于数量和质量的双重视角》,《经济研究》第2期。
- 万广华、程恩江(1996):《规模经济、土地细碎化与我国的粮食生产》,《中国农村观察》第3期。
- 万广华、周章跃、陆迁(2005):《中国农村收入不平等:运用农户数据的回归分解》,《中国农村经济》第5期。
- 许庆、田士超、徐志刚、邵挺(2008):《农地制度、土地细碎化与农民收入不平等》,《经济研究》第2期。
- 杨汝岱、朱诗娥、吴比(2018):《中国农村土地流转与农业生产:1986-2017》,北京大学工作论文。
- Adamopoulos, T.; Brandt, J.; Leight, J. and Restuccia, J. “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China.” *NBER Working Paper*, No. 23039, 2017.
- Adamopoulos, T. and Restuccia, J. “The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences.” *The American Economic Review* 2014, 104(6), pp. 1667-1697.
- Chari, A.; Liu, E.; Wang, S. and Wang, Y. “Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China.” *NBER Working Paper* No. 24099, 2017.

Guo ,Di; Wang ,Danli and Terence ,T. Chong “Land Tenure Legacy ,Constraints on Executives ,and Economic Development: Evidence from China. ” mimeo ,The University of Hong Kong ,2018.

Deininger ,K. ; Jin ,S. ; Xia ,F. and Huang ,J. “Moving off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China. ” *World Development* ,2014 ,59 ,pp. 505–520.

Goldstein ,M. and Udry ,C. “The Profits of Power: Land Rights and Agricultural Investment in Ghana. ” *Journal of Political Economy* ,2008 ,116(6) ,pp. 981–1022.

Kung ,J. K. ; Wu ,X. and Wu ,Y. “Inequality of Land Tenure and Revolutionary Outcome: An Economic Analysis of China’s Land Reform of 1946–1952. ” *Explorations In Economic History* ,2012 ,27(3) ,pp. 30–54.

Lin ,J. Y. “Rural Reforms and Agricultural Growth in China. ” *The American Economic Review* ,1992 ,82(1) ,pp. 34–51.

Zhao ,X. “To Reallocate or Not? Optimal Land Institutions under Communal Tenure: Evidence from China. ” NBER conference working paper ,2018.

Land Circulation ,Agricultural Productivity and Rural Household Income

Chen Binkai; Ma Ningning; Wang Danli

Abstract: The “Rural Revitalisation Strategy” aims to improve the agricultural productivity and increase the rural household income. Based on National Fixed-point Survey(NFS) data from the Chinese Ministry of Agriculture and taking the historical proportion of land-owning peasants in the 1930s as an instrumental variable ,this paper examines the impact of land circulation on agricultural productivity ,rural household income and income inequality. The study finds that throughout history ,villages with better protection of land property rights have a higher land circulation rate. In general ,land circulation does not increase average agricultural productivity. Only when land circulation promotes large-scale operations can agricultural productivity be increased. In addition ,land circulation is conducive to increasing the rural household income by allowing more people to work in non-agricultural employment in cities ,thereby increasing labour income and operating income. Land circulation has also increased the inequality of family operating income and total income. The policy implications of this article suggest that the “Three Rights Separation” reform of rural land requires further strengthening of stable land management rights ,promoting land circulation and large-scale operations ,and improving agricultural competitiveness. At the same time ,the Rural Revitalisation Strategy should focus on the coordinated development of rural and urban areas ,and promote non-agricultural employment as an important starting point for increasing rural household incomes.

Key words: land circulation ,three rights separation ,agricultural productivity ,rural household income

JEL codes: O13 ,O18 ,O43 ,P26

(截稿: 2020 年 8 月 责任编辑: 宋志刚 李元玉)