

DOI:10.19361/j.er.2021.05.07

农户经营农场规模、 租佃制度与农业生产率

——基于历史视角的实证考察

黄天宇 李楠*

摘要：本文以土地可以在市场中自由流动的民国时期东北地区为研究对象，运用随机前沿分析等计量方法，在历史视角下系统性地考察了农户经营农场规模、租佃制度对农业生产率的影响。研究发现，农场面积与单位面积产量之间存在显著的反向关系，但与人均产出之间存在正向关系。在进一步对效率进行考察时发现，农场面积与全要素生产率之间存在正向关系，而与技术效率之间存在“U”型的非线性关系。此外，分成合约佃农的生产效率普遍低于自耕农和定额合约佃农。本文的结果不仅丰富了农业经济史相关研究，也为当前在土地流转市场化改革的背景下，鼓励适度规模化生产的政策思路，提供了一定的历史借鉴。

关键词：农场规模；土地租佃；生产率；技术效率

一、引言

农户经营农场规模、租佃制度对农业生产率的影响，不仅是农业经济学和发展经济学领域中的重要理论问题，而且与国家农业发展战略密切相关，因此自 20 世纪中叶以来，备受经济学家与政策制定者的关注（如 Benjamin, 1995; Barrett et al., 2010; 等等）。特别是近年来，该问题的讨论对中国农业经济发展与乡村振兴，具有更加重要的意义。1978 年以来，我国广大农村破除人民公社、实行家庭联产承包责任制，在集体所有制基础上，形成了以农户为经营主体进行小规模分散经营的生产模式。该模式在一定程度上调动了农户的生产积极性，并且与我国人多地少、城镇化发展不足的禀赋现状相符合，因此在农村改革初期对农业增长产生了巨大的推动作用。^① 然而，之后随着经济结构调整、城市化发展以及土地制度改革深化，土地流转制度不断完善，农业合作化与农业规模化发展成为近年来的研究热点（孙宪宗，2016）。因此，在城镇化快速发展、农业劳动力加速向非农产业转移的时代背景下，农户经营耕地的规模与生产率之间关系的研究，意义更加突出。

*黄天宇（通讯作者），复旦大学经济学院，邮政编码：200433，电子信箱：ty_huang_econ@163.com；李楠，复旦大学经济学院，邮政编码：200433，电子信箱：nanli@fudan.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金面上项目“贸易、疾病与经济发展：基于近代中国流行性鼠疫空间扩散的理论及实证研究”（项目编号：71773070）、复旦大学理论经济学 I 高峰计划项目“整治整合、民族认同与经济发展：基于中国历史经验的理论与实证研究”的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然文责自负。

①根据 Lin (1992) 的研究，在改革开放初期，家庭联产承包责任制对农业增长的贡献率高达约 50%。

关于农户经营农场规模与农业生产率的关系,自 Chayanov(1926)和 Sen(1962)的经典讨论以来,已有大量以包括中国在内的发展中国家或地区作为研究对象的实证研究对此问题进行了考察。^①然而,截至目前依然尚未得到统一的结论,现有实证结果发现二者间呈现负向、正向或者非线性关系的情况均有出现,许多学者将其归结为无法识别的土地质量差异所产生的遗漏变量估计偏差所致。值得指出的是,较新的文献中对生产率的测度也从之前的关注单位面积产量转向对全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)和技术效率(Technical Efficiency, TE)等效率指标的测量。此外在现有实证研究中,伴随着土地流转过程和规模化生产经营,土地租佃制度对生产率的影响,也是一个需要关注但往往被人们忽略的问题。特别在当前“三权分置”、土地确权等改革方针下,土地出租作为主要的土地流转方式,也势必通过生产激励和风险分担机制对土地生产效率产生影响。然而,基于现有数据中无法对以上两方面潜在问题进行系统化识别,主要原因:一是当前农业调查数据中土地面积有限,无法识别较大土地面积规模经营对生产效率的影响^②;二是当代农业调查中土地流转规模和频率有限,无法识别不同土地租佃制度对生产率的影响;三是利用当代数据进行的实证考察虽然比较丰富,但现有研究由于数据使用存在较大异质性而没有得到一致的结论。^③

为了弥补现有研究的不足,本文使用20世纪30年代东北地区农村实态调查中与生产相关的数据,主要运用随机前沿分析方法(SFA)对全要素生产率和技术效率进行测算,在一个独特的历史视角下系统性地实证考察农场面积、租佃制度等因素对农业生产中效率指标的影响。之所以选择近代东北地区作为考察的对象,主要基于以下三个方面因素:首先,东北地区作为近代中国后开发地区,土地肥沃,是我国主要的农业产区。农业占整个东北地区GDP的36%,而且农户的主要收入90%来自农业收入(Ma, 2008; Kung and Li, 2011)。^④更为重要的是东北地区(特别是黑龙江省)相对关内而言地广人稀,耕地面积相对辽阔,因此农场面积的跨度范围更大,这使得我们可以更好地考察在不同面积下,特别是大型农场的生产率问题。^⑤其次,非农经济在民国时期得到了快速发展,从民国初年到抗战爆发前夕,我国非农部门的国内净产值占比从29%增长到35%,其中现代化工业产值年增长率达到了10.2%,而东北地区也是该时期工业发展最快的地区之一(Ma, 2008)。最重要的是,该时期土地可以自由买卖和租佃,因此土地的流转和配置在制度上更具灵活性。^⑥最后,数据的质量也是

①这里的生产率指单位面积产量,即土地要素的生产率。

②当前,农村承包地流转面积从2004年的0.58亿亩增加到2018年的约5.3亿亩;2016年的规模化(南方50亩以上,北方100亩以上)耕地面积占总耕地面积的比例达到28.6%。数据来源:国家统计局网站(http://www.stats.gov.cn/tjzc/zthd/bwexljsm/70znxc/201908/t20190805_1689105.html),2019年8月5日。

③关于现有研究的详细综述,请参见本文第二部分。

④近代东北开发始于19世纪中叶,随着东北地区的开禁,大量关内无地农民进入东北地区进行农业生产。尽管东北地区是我国近代工业化发展最快的地区,但农业依然占有较重要的地位。特别是20世纪初期,大豆国际贸易的发展,使东北地区农业扮演了更加重要的角色。具体内容可以参见Kung和Li(2011)。

⑤在我们的样本中,农场面积覆盖的范围从不足1亩到约3000亩。而在基于卜凯1929—1933年农户调查数据的研究(胡浩、于敏捷,2015)中,各个农区的平均农场面积为约10~40亩。在一些现代的研究中,如许庆等(2011),农户经营耕地面积范围在约6~20亩。

⑥例如,根据民国第六次农商统计,当时东三省的租佃户和半租佃户占总农户数的56.1%,而全国的数字是49.7%。资料来源:《中国民国六年第六次农商统计表》,农商部总务厅统计科编纂并出版,1920年。

我们考虑的重要因素。满铁东北农村实态调查包含农户详细的家户构成、种植作物比例、雇工工资、租佃土地质量等较完备的信息,这为实证研究中进一步控制各种干扰因素提供了便利。^① 以上因素使得东北地区成为考察农场规模、租佃制度等因素与农业生产率之间关系的合适对象。

本文研究发现:在相关性分析中,无论是对当时东北地区最主要的5种农作物(大豆、高粱、玉米、粟、小麦)单独进行分析,还是对农户所有作物的总产值进行分析,均发现农户耕作的土地面积与单位面积产量之间普遍存在显著的反向关系,但与农业劳动力的人均产出呈正向关系。这说明在劳动力要素市场不完善的背景下,虽然小农户在土地生产率上具有一定的优势,但是大农场的劳动生产率更高。同时,租佃制度也对生产率有显著的影响,分成合约佃农的单位面积产量普遍低于自耕农和定额合约佃农,即存在“马歇尔无效率”的情况。在进一步利用随机前沿分析等方法进行全要素生产率和技术效率的考察时发现,农场面积与全要素生产率呈现正向关系,而与技术效率之间存在“U”型的非线性关系。虽然总体上技术效率随着农场面积的增大而减小,但是在农场面积超过约60公顷之后,技术效率又有所回升。这可能与大农场在生产工具的利用上更具优势有关。另外,样本中约60%的大型农场涉及土地租佃,说明通过租佃可以有效地扩大土地经营规模。以上结果在控制了一系列可能影响生产率的变量之后依然稳健。

本文的贡献主要有以下三点:(1)本文利用高质量的历史数据,运用随机前沿分析等现代计量手段,在控制了一系列可能影响生产率的变量的情况下,系统性地实证考察了在近代中国东北地区的历史背景下,农场规模、租佃制度等因素对农业生产率的影响,这不仅弥补了农业经济学领域对相关问题讨论的文献(如 Cheung, 1969; Shaban, 1987; Eastwood et al., 2010; 艾利思, 2019)中存在的不足,同时也拓展了中国农业经济史中关于农业生产率影响因素方面的研究(黄宗智, 1986; 章有义, 1997; 胡浩、于敏捷, 2015)。(2)本文发现的农场面积与技术效率之间的“U”型关系,支持了 Foster 和 Rosenzweig (2017)、Rada 和 Fuglie (2019)等人对传统负向关系的理论拓展,体现了东北地区相对地广人稀的禀赋特征对农业生产率的影响,这为更好地理解近代中国东北地区的农业生产经营方式提供了新的视角。(3)虽然历史数据在质量上有所不足,但是本文以土地可以通过买卖、租佃等方式自由流动的近代化初期作为研究对象,从中可以观察到在劳动力市场不完善、但土地要素可以在市场中自由流动的情境下农业生产率的特征,这相当于为当今以土地流转市场化改革来推动农业适度规模经营的方针提供了“理想化”的参照。^② 因此,本文为在当代劳动力非农转移、农地确权、土地流转等制度改革的背景下讨论经营规模以及生产率的发展变迁问题,提供了历史借鉴(李谷成等, 2009; 许庆等, 2011; 唐轶等, 2017; 高强、张琛, 2020)。我们的结论表明,土地政策应该考虑不同地区的要素禀赋和非农经济发展水平,因地制宜。例如在适合进行大规模机械化种植的地区,适当地推进土地流转以扩大农户经营规模,对土地生产率可以产生有利的影响。

^①在现有研究中,主要使用的是卜凯的农户调查数据进行生产率的估算(例如胡浩、于敏捷, 2015; 陈苏等, 2020),这些研究中只加入了土地和劳动力投入,而缺失对其他相关变量的控制。

^②当然,我国当前的土地制度和近代有着本质的区别,但在以土地出租促进土地流转方面,有着相似之处。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分对生产率相关研究进行综述并提出研究假说;第三部分主要对本文所采用的数据及实证模型进行说明;相应的结果和讨论在第四部分给出;最后是本文的结论。

二、文献综述与研究假说

(一)农户经营农场规模与农业生产率关系的研究

关于农户经营农场规模对农业生产率的影响,一直是农业经济学和发展经济学领域经久不衰的话题。该问题的讨论源自于 Chayanov(1926)以及 Sen(1962)的研究。Sen(1962, 1966)发现在印度,最小型的那些农场往往可以获得最高的单位面积产量。他认为这是由于农户家庭缺少其他的就业机会,在自家耕地上投入过多的劳动力所导致的。以上发现被称为农场面积与生产率的负向关系(Inverse Relationship, IR)。随后该现象在大量发展中国家中被普遍观测到。^①这种负向关系即使在进一步考虑了土地质量的遗漏问题(Benjamin, 1995; Barrett, 2010)、农村调查中农户报告的土地面积和产量数据的不准确问题(Carletto et al., 2015)等因素之后依旧存在。

对于导致这种负向关系的原因,目前文献中有几种主要的解释。一是由于要素市场不完善,而且发展中国家普遍存在人多地少、非农就业机会缺乏的状况,这导致小农户家庭不得不将过剩的劳动力投入到家庭农场中,总体上小型农场的土地利用强度更大(Sen, 1966; Eswaran and Kotwal, 1986)。这即是著名学者黄宗智所阐述的在传统中国乡村出现的农业生产“内卷化(后译为过密化)”现象(黄宗智, 1986)。二是大型农场需要雇佣工人进行生产,因此面临监管和激励不足的交易费用问题(Eswaran and Kotwal, 1986)。三是小型农户面临信贷市场不完善,因此在面对价格波动风险时,会把过多劳动力投入到家庭农场中以保障自家粮食供给(Barrett, 1996)。四是大型和小型农场在土地质量方面存在异质性,人口密度大的地方往往土地质量相对较高,因此小农场会显示出更高的土地生产率(Benjamin, 1995; Lamb, 2003; 艾利思, 2019)。

既然经营面积与生产率的负向关系被普遍认为与劳动力、土地、信贷等市场的不完善以及非农就业机会的不足有关,那么随着一个国家经济社会的发展,这些不利因素也会逐渐被消除,因此这种负向关系并不是一成不变的。在如美国这样的人少地多的发达国家,大农场更有利于机械的使用,因此农场面积和生产率之间呈现正向关系(Key, 2019)。不仅如此,一些经历着快速经济增长和结构转变的亚洲国家,如中国、越南、印度等,由于实际工资的增加和机械的使用,也可观察到这种负向关系逐渐消失甚至出现正向关系(李谷成等, 2009; 王建英等, 2015)。当前一个最新的观点认为,农场面积与生产率之间呈非线性的“U”型关系(Foster and Rosenzweig, 2017; Rada and Fuglie, 2019)。即当一个国家或地区处于各个市场不完善并且拥有人多地少的禀赋时,农场面积与农业生产率呈负向关系,即“U”型曲线的左半部分;当各个市场逐渐完善,剩余劳动力向城镇转移并且开始使用机械进行规模化生产时,二者出现“U”型曲线右半边的正向关系;而当农场面积由于细碎化等原因处于中间水平时,由于还不适用大型机械的缘故,农业生产率最低。该理论相当于一个综合性的理论,囊括了

^①关于这个问题的文献相当丰富,具体可以参考例如 Berry 和 Cline(1979)、Eastwood 等(2010)的综述。

不同状态下的农业生产情况,而且也得到了一些实证证据的支持(Rada et al., 2018; Ferreira and Féres, 2020)。总体来说,现有文献在不同时期和地区背景下,对农户经营规模和生产率之间的关系进行了大量的考察,并且讨论了要素市场不完善、测量误差、土地质量异质性等因素影响二者关系的可能机制。从结果来看,由于各地的禀赋特征和发展阶段不同,二者间正向、负向或“U”型的关系均有报告,目前尚未得到一致的结论。

(二) 土地租佃合约与农业生产率关系的研究

土地租佃作为常见的土地流转方式,在世界范围内一直是一种重要的农业生产组织形式。常见的租佃合约包括分成和定额两种类型。^①不同的合约安排是否会对农业生产率产生影响,也是农业经济学领域的焦点问题之一。关于这个问题,现有的文献主要沿着两个基本的理论假设展开讨论。一是假设地主对佃农劳动的监督等环节存在昂贵的交易费用,导致分成租佃制下佃农的劳动投入低于社会最优值,这被称为分成制的“马歇尔无效率”(Marshall, 1920)。另一个框架则假设租佃双方可以通过合约约定各自的投入,并且合约是在无交易费用的情况下被执行的,因此分成合约和定额合约具有同等效率(Cheung, 1969)。

随后大量实证研究围绕这个问题进行了检验。Shaban(1987)利用印度赤道地区8个村庄的微观数据,检验地主是否可以有效地监督佃农的生产活动,结果发现在控制了灌溉条件、土地质量等若干个变量后,在同时自己耕作并且租入土地的农户群中,自耕土地的生产率与定额合约租入土地的生产率并无显著不同,但显著高于分成合约租入土地的生产率。这说明委托人无法有效监督代理人的生产活动,这与风险分担模型中监管成本十分昂贵的假设相一致,从而拒绝了Cheung(1969)提出的交易费用为零的理想假设。Arcand等(2007)在连锁合约的视角下将合约选择内生化的,通过构建租佃双方成本分担的理论模型,探讨合约条款对佃农在生产中的投入的影响,并利用突尼斯的地块级面板数据,检验了由佃农投入的不足导致分成合约的低效率。同时,也有研究发现佃农在不同合约安排下的生产率并没有显著差异(如Gavian and Ehui, 1999)。总体来看,由于各地的农业实际情况不同,现有研究并未得到清晰的结论。

(三) 农户经营农场规模、租佃制度对农业生产率的影响:研究假说

根据前面的论述,在近代东北的历史背景下,当劳动力市场不完善导致缺乏充分的非农就业机会时,小型农户不得不把过剩的劳动力全部投入到家庭农场中,因此,在单位面积上小型农户将比大型农户投入更多的劳动力。根据劳动力的边际产量为正的常规假设,可以推断出小型农场的单位面积产量将会较高;同时由于投入了过多的劳动力,由边际产出递减可知劳动生产率将会较小。而对于大型农场,由于土地规模较大,雇佣劳动力和使用大型农具的边际成本将小于其边际产量,因此,大型农场会使用雇工并采用大型农具、耕畜等节约劳动力的技术,提高全要素生产率和技术效率。与大型农场相对的中型农户,由于使用雇工和工具的边际产量不足以抵消成本,仅由家庭成员对较大规模的土地进行耕种,导致技术效率较低(Sen, 1966; Eswaran and Kotwal, 1986; Foster and Rosenzweig, 2017)。据此分析,本文

^①分成合约指租佃双方按照一个固定比例分享产出;定额合约则是指佃农支付一个固定的租金给地主,而其余产出归自己所有。

提出以下假说:

假说1:农户的单位面积产量随经营规模增大而减小,TFP则相反;同时技术效率随着经营规模的增大呈现先减小后增加的“U”型关系。

在考察土地规模经营的同时,伴随着土地要素流动而产生的土地租佃制度在一定程度上也会对农业生产效率产生影响。对于租佃制度而言,根据合约理论相关文献,分成合约是否存在由于激励不足导致的低效率问题,主要取决于在生产监督等方面的交易费用是否为零。近代东北地区由于人均耕地较多且佃户流动性大,缺乏长期经营的动力,因此劳动监督的成本较高。在此情形下,分成合约租佃制下的佃农由于仅获得部分产出,激励的不足将导致其生产积极性低于自耕农和定额合约佃农(Marshall, 1920; Shaban, 1987)。因此,我们可以得到以下假说:

假说2:分成合约佃农的生产率低于自耕农和定额合约佃农。

三、数据来源与实证模型设定

(一) 数据来源

为了实证考察农户经营耕地的规模、租佃制度等因素对农业生产率的影响,本文使用20世纪30年代伪满洲国国务院实业部临时产业调查局所做的“满洲地区农村实态调查”为主要数据来源。此项调查是在伪满洲国国务院实业部临时产业调查局主持下,由日本满铁调查部负责具体实施。该调查具有样本地域覆盖广、内容全面的特点,共涉及伪满洲国的41个县共45个自然村。该调查分两轮进行,第一轮调查是在1935年,调查地区为北满地区的16个县共19个村庄;^①第二轮调查是在1936年实施,区域以中、南满洲地区为主,涉及25个县共26个村庄。^②调查内容主要包括农户的家庭人员构成、家族移民史、亲属关系、土地等财产数量、土地租佃、收成、纳税、消费、金融借贷等内容。

尽管限于当时局势混乱,样本村庄的选取并非完全随机抽样,而是选取离县城较近的村屯作为调查对象。但就样本选取的地点分布而言,依然具有较强的代表性。因此,该调查仍然是近代农村调查中质量较高的数据之一。同时由于该调查内容较好地揭示20世纪30年代中国东北地区乡村社会的基本经济社会特征,因此被国内外学者(例如Kung and Li, 2011;等等)广泛地用作学术研究。

根据此项农村实态调查的数据,我们将样本中各个农户经营的农场按照面积的五分位数分为5组,然后将各组中关于生产方面的信息在表1中进行了展示,表中数字为各变量的平均值。可以看出,各种作物的单位面积产量大体上随着农场面积的增大而减小。这揭示了农场面积与土地生产率之间可能存在反向关系。此外,其他投入品如劳动力、劳动工具、耕畜等均随着农场面积递增。特别是人均产值与农场面积之间的正向关系,体现了大农场的劳动生产率更高。具体的实证分析将在后文详细给出。

①(伪)国务院实业部临时产业调查部,1935:《康德元年度农村实态调查报告书》,共3卷,康德图书印刷所。

②(伪)国务院实业部临时产业调查部,1936:《康德三年度农村实态调查报告书》,共4卷,康德图书印刷所; (伪)国务院实业部临时产业调查部,1938:《康德三年度县技士见习生农村实态调查报告书》,共4卷,康德图书印刷所。

表 1 农场相关信息的统计描述(按农场面积的五分位数分组)

变量	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
	0.01~1.25 (公顷)	1.25~2.5 (公顷)	2.5~5 (公顷)	5~12.5 (公顷)	12.6~186 (公顷)
大豆单产(石/公顷)	7.35	7.67	8.29	8.15	7.76
高粱单产(石/公顷)	13.05	10.18	10.64	11.49	9.68
玉米单产(石/公顷)	12.02	9.81	10.34	10.22	9.70
粟单产(石/公顷)	9.51	8.20	8.55	8.32	8.22
小麦单产(石/公顷)	8.73	7.44	7.60	6.80	6.46
单位面积产值(圆/公顷)	1.10	0.83	0.87	0.79	0.56
农业劳动力(自家+雇工)	1.76	2.15	2.53	3.50	6.92
人均耕地面积(公顷)	0.50	1.15	1.90	3.11	6.45
人均产值(圆)	0.50	0.88	1.46	2.32	3.30
大农具数	0.18	0.73	1.29	3.17	13.58
大耕畜数	0.21	0.60	1.06	2.00	6.31
样本数	238	220	231	226	228

注:1 石等于 120 斤。

(二) 实证方法与模型设定

1. OLS 模型

为了系统性地考察农场规模、租佃制度等因素对生产率的影响,本文首先使用基准的 OLS 回归方法进行相关性分析,具体的回归方程设定如下:

$$productivity_i = \alpha + \beta_1 \cdot size_i + \beta_2 \cdot size_i^2 + \beta_3 \cdot status_i + \gamma' z_i + \xi_i \tag{1}$$

(1)式中:被解释变量 $productivity_i$ 为第 i 个农户的单位面积产量或产值;核心解释变量 $size_i$ 为农场面积;另一个核心解释变量 $status_i$ 为该农户的身份类型(包括自耕农、分成合约佃农和定额合约佃农)。 z_i 是一系列可能与生产率有关的控制变量,主要包括农户劳动力投入、商品作物种植率、租佃土地质量、大型农具和耕畜数量、是否是雇佣劳动力经营的农场以及村庄特征和地区虚拟变量。由于在计算农户的农作物产值时需要考虑不同作物的价格差异,我们加入农户种植的商品作物占总种植面积的比例对此进行控制。同样,由于雇工和自家劳动力可能在管理和激励方面存在差异,本文控制了是否是使用雇工经营的农场的虚拟变量。此外,村庄特征和地区虚拟变量包括村庄发生大型旱涝灾害的频率、按土壤差异划分的区域性土地等级和农业分区以及省级虚拟变量。^① α 、 β_i 、 γ' 和 ξ_i 分别为待估计系数和随机扰动项。

上述 OLS 模型在相对比较陈旧的文献中被广泛用于考察农场面积与土地生产率的相关关系。然而由于农业生产涉及除了土地之外的其他多种投入要素,这种单要素生产率并不能全面地体现其他要素生产率与农场面积之间的关系。因此,我们将进一步进行简单的全要素生产率测算,然后考察其影响因素。

对于生产函数,本文采用经典的 Cobb-Douglas 生产函数形式进行相应的计算。该形式具有简洁和经济学含义明晰等特点,因此在我国农业生产率相关研究中被普遍使用(如 Lin,

①《东北经济小丛书·资源及产业(上)》根据各地的农业生产条件,将东北地区划分为 7 个农业区,并且在每个区内将土地质量划分为 4 个等级,本文将根据此信息控制调查村庄所在地的土地质量状况。另外,我们根据黄宗智(1986)的定义,将面积在 100 亩(约 6 公顷)且雇佣年工大于 1 人的农场设定为经营农场。商品作物种植率为农户种植大豆和小麦的比例之和(当地最主要的商品作物)。大灾频率的数据来源于《中国近五百年旱涝分布图集》中的大型水、旱灾次数。

1992;李谷成等,2009;等等)。^① 假设产出由土地和劳动力两种投入品决定,相应的回归模型形式如下:^②

$$Y_i = A_i L_i^{\alpha_L} N_i^{\alpha_N} e^{\varepsilon_i} \quad (2)$$

(2)式中: Y_i 为第 i 个农户的产出, A_i 、 L_i 和 N_i 分别为生产技术、土地和劳动力投入量, ε_i 为随机扰动项。 α_L 和 α_N 分别为土地和劳动力的产出弹性。定义规模报酬 $RTS = \alpha_L + \alpha_N$, 因此通过判断 RTS 是否等于 1, 可以知道当时的农业生产是否规模报酬不变。对(2)式两边分别取自然对数,可得:

$$\ln Y_i = \ln A_i + \alpha_L \ln L_i + \alpha_N \ln N_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

因此,具体的实证方程可以设定为:

$$\ln Y_i = \alpha + \alpha_L \cdot \ln(size_i) + \alpha_N \cdot \ln(labor_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

(4)式中: $size_i$ 和 $labor_i$ 分别为农场面积和农业劳动力人数。由(4)式可以估算出土地和劳动力的产出弹性 $\hat{\alpha}_L$ 和 $\hat{\alpha}_N$,将它们代入下面的(5)式,可以计算出 TFP。

$$TFP_i = Y_i / (L_i^{\hat{\alpha}_L} N_i^{\hat{\alpha}_N}) \quad (5)$$

再由计算出来的 TFP 值,通过下面的实证方程(6),考察农场面积、租佃制度等因素对 TFP 的影响。

$$TFP_i = \alpha + \beta_1 \cdot size_i + \beta_2 \cdot size_i^2 + \beta_3 \cdot status_i + \gamma' z_i + \xi_i \quad (6)$$

(6)式中:各个变量和系数的定义同(1)式,此处不再赘述。

2. 随机前沿(SFA)模型

为了进一步从效率的角度分析农场面积、租佃制度等因素对农业生产率的影响,得到更加准确的结论,我们还使用了目前农业经济学领域相关文献中被广泛使用的随机前沿模型,对技术效率进行估算。这类模型的思路是首先估计出样本中的生产单位在现有技术下所能达到的最大产出作为生产前沿,然后通过比较实际产出与生产前沿的距离来衡量技术效率。作为一种参数估计法,SFA 相对于一些非参数方法(如数据包络分析,DEA)的优势是可以包含随机项的影响,同时不易受异常值的干扰,因此在研究中被广泛使用(如 Battese and Coelli, 1995;李谷成等,2009;Ferreira and Féres, 2020)。

在 SFA 模型中,我们仍采用 Cobb-Douglas 生产函数,一般的实证方程设定为:

$$y_i = \alpha + x_i' \beta + v_i - u_i \quad (7)$$

(7)式中: y_i 为产出的对数, x_i 为各个投入品对数组成的向量。 v_i 是一个满足均值为 0, 方差为 σ_v^2 的正态分布的随机扰动项。 u_i 是一个满足截尾正态分布的非负的随机项($u_i \sim N^+(\mu_i, \sigma_u^2)$),用来刻画生产效率,即生产单位 i 偏离技术前沿的程度,并且和 v_i 相互独立。假设存在一系列可能影响技术效率的因素,则估计方程可以表示为:

$$u_i = z_i' \delta + \varepsilon_i \quad (8)$$

(8)式中: z_i' 为一系列影响技术效率的因素组成的向量, δ 和 ε_i 分别为待估系数和一个普通的随机项。此时农户 i 的技术效率 TE_i 可以由估计出来的 $\hat{u}_i$ 通过(9)式计算得到:

^①在文献中另外一类常见的函数形式是超越对数生产函数。该函数比 Cobb-Douglas 函数更具一般性,但由于历史数据在质量上的局限性,我们选择采用更为简洁的 C-D 函数。

^②一般的生产函数还应包含农户的资本投入量,如投入的种子、农机、化肥等,由于我们的数据中未包含这些信息,这里仅考虑土地和劳动力两种生产要素。

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i)$$

(9)

因此,由以上(7)式和(8)式可以得到我们将使用的实证方程:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \cdot \ln(\text{size}_i) + \beta_2 \cdot \ln(\text{labor}_i) + v_i - u_i$$

(10)

$$u_i = \delta_0 + \delta_1 \cdot \text{size}_i + \delta_2 \cdot \text{size}_i^2 + \delta_3 \cdot \text{status}_i + \gamma' z_i + \varepsilon_i$$

(11)

(10)、(11)式中: Y_i 是农户 i 主要收获农作物的总产值, status_i 为该农户的身份类型(包括自耕农、分成合约佃农和定额合约佃农)。 size_i 和 labor_i 分别为农场面积和农业劳动力人数。控制变量与(1)式的说明相同,这里不再赘述。 δ_i 、 β_i 、 γ' 分别为待估计系数, ε_i 为随机扰动项。(10)式和(11)式将使用一步法(one-step approach)同时进行估计。^① 各个主要变量的基本统计描述如表 2 所示。

表 2 主要变量的统计性描述

变量	变量说明	观测数	均值	标准差	最大值	最小值
农户家户变量						
<i>output_total</i>	农业总产值(圆)	1 105	7.06	14.266	206.82	0.03
<i>size</i>	耕作面积(公顷)	1 105	11.45	21.424	186	0.1
<i>output_unit</i>	单位面积产值(圆/公顷)	1 105	0.84	0.684	6.75	0.02
<i>cultivator</i>	自耕农(是=1)	1 105	0.45	0.498	1	0
<i>fix_contract</i>	定额合约佃农(是=1)	1 105	0.34	0.475	1	0
<i>share_contract</i>	分成合约佃农(是=1)	1 105	0.21	0.407	1	0
<i>labor</i>	农业劳动力	1 105	3.43	3.138	29	1
<i>machine</i>	大农具数	1 105	3.89	8.030	65	0
<i>animal</i>	大家畜数	1 105	2.10	3.606	46	0
<i>cash_crop</i>	商品作物种植率	1 105	0.22	0.236	1	0
<i>land_level</i> (1~4)	区域土地等级(1~4)	1 105	2.07	0.759	4	1
<i>landlord</i>	经营地主(是=1)	1 105	0.20	0.399	1	0
<i>disaster</i>	大灾频率	1 105	0.25	0.080	0.41	0.11
<i>land_quality</i>	租佃土地质量(好=1)	605	0.72	0.451	1	0
<i>per capita output</i>	人均产出(圆)	1 105	84.01	97.921	848.331	0.32
<i>labor hiring</i>	雇佣工人数	1 105	0.67	2.032	27	0
主要作物相关变量						
<i>soybean</i>	大豆单产(石/公顷)	608	7.93	3.603	20.97	0.2
<i>soybean_area</i>	大豆面积(公顷)	608	4.40	7.457	69	0.03
<i>sorghum</i>	高粱单产(石/公顷)	681	10.87	5.555	35.32	1.1
<i>sorghum_area</i>	高粱面积(公顷)	681	3.50	5.871	70	0.1
<i>maize</i>	玉米单产(石/公顷)	538	10.08	5.328	38.7	0.3
<i>maize_area</i>	玉米面积(公顷)	538	2.27	3.115	28.13	0.02
<i>millet</i>	粟单产(石/公顷)	706	8.42	4.177	31.1	0.42
<i>millet_area</i>	粟面积(公顷)	706	3.34	5.281	60	0.03
<i>wheat</i>	小麦单产(石/公顷)	240	6.75	2.791	31.55	1.61
<i>wheat_area</i>	小麦面积(公顷)	240	5.64	8.337	70	0.2

注:(1)农业总产值为经过年工工资水平折算后的产值。(2)区域土地等级的数字越大,则土地质量越差。(3)商品作物指大豆和小麦。下表同。

四、实证结果

(一)基准 OLS 的回归结果

我们首先在表 3 中给出了 OLS 回归的结果。虽然在文献中主要以所有农作物的总产值

①传统的分析方法将(10)式和(11)式分两步进行估计,但是这种方法由于在第一步忽视了外生变量 z_i 的影响,会产生估计的偏误(Schmidt,2011)。

衡量产出,但这样处理可能会受到农户种植结构以及农作物价格的影响,因此我们首先以单种作物为对象进行考察。从表3第(1)―(5)列可以看到,对于5种主要的农作物,种植面积项均为负,除了粟之外,其余4项均至少在10%的水平上显著。在第(6)列中,我们将被解释变量换成所有作物加总的单位面积产值,农场面积项的系数同样显著为负。在第(7)列的佃农子样本中,即使进一步控制住了租佃土地的质量,结果也与第(6)列一致。^① 以上结果显示了农户经营的农场面积与土地生产率之间的负向关系,这与大量在发展中国家观测到的结果相同,也印证了假说1中关于单位面积产量与农场面积之间负向关系的推论。

表3 影响农业单位面积产量因素的回归结果

变量	大豆单产 (石/公顷)	高粱单产 (石/公顷)	玉米单产 (石/公顷)	粟单产 (石/公顷)	小麦单产 (石/公顷)	每公顷 产值(圆)	每公顷 产值(圆)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
解释变量:							
size(ln)	-0.051 ** (0.027)	-0.060 ** (0.025)	-0.156 *** (0.030)	-0.001 (0.036)	-0.083 * (0.048)	-0.194 *** (0.043)	-0.187 *** (0.059)
cultivator	0.040 (0.055)	0.174 *** (0.050)	0.008 (0.060)	0.220 *** (0.054)	0.174 *** (0.058)	0.100 * (0.055)	
fix_contract	0.089 * (0.051)	0.168 *** (0.052)	0.055 (0.058)	0.190 *** (0.054)	0.166 ** (0.066)	0.129 ** (0.058)	0.121 ** (0.061)
控制变量:							
landlord	-0.120 ** (0.048)	-0.082 (0.061)	-0.087 (0.058)	-0.160 ** (0.067)	-0.023 (0.062)	0.017 (0.065)	-0.004 (0.090)
labor(ln)	0.202 *** (0.058)	0.469 *** (0.108)	0.431 *** (0.090)	0.197 ** (0.083)	0.184 ** (0.082)	0.026 *** (0.008)	0.024 ** (0.010)
machine	0.028 (0.029)	-0.040 (0.032)	0.025 (0.040)	-0.046 (0.037)	0.025 (0.031)	0.122 *** (0.037)	0.096 ** (0.045)
animal	0.040 (0.049)	0.020 (0.045)	0.056 (0.053)	0.003 (0.056)	-0.075 (0.054)	-0.065 (0.061)	-0.027 (0.073)
land_level (1~4)	0.046 (0.046)	0.049 (0.039)	-0.128 *** (0.044)	-0.050 (0.047)	0.041 (0.057)	-0.183 *** (0.044)	-0.123 * (0.066)
disaster	0.951 (2.520)	13.429 *** (3.402)	11.025 ** (4.470)	9.580 *** (3.536)	-34.797 (25.067)	2.286 *** (0.235)	1.763 *** (0.260)
cash_crop						1.002 *** (0.144)	1.063 *** (0.187)
land_quality							0.154 ** (0.061)
地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	1.260 *** (0.221)	1.477 *** (0.182)	1.285 *** (0.205)	1.457 *** (0.266)	2.270 *** (0.184)	-0.494 ** (0.224)	-0.730 ** (0.285)
N	608	681	538	706	238	1 105	605
R ²	0.361	0.200	0.319	0.140	0.186	0.481	0.456

注:(1)自耕农和定额合约佃农系数的对照组为分成合约佃农,这里定额和分成合约佃农包括半自耕农和纯佃农。(2)地区主要按照伪满时期行政区划,分为辽宁、吉林、延吉、黑龙江(分为滨江和龙江)、热河以及根据农业区划的划分。(3)农场面积的平方项由于系数极小且不显著,此处不展示。(4)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。如无特别说明,下表同。

除了农场面积之外,我们还可以考察其他因素对农业生产率的影响。表3第(1)―(6)列的结果显示,自耕农和定额合约佃农(缺省的对照组为分成合约佃农)的单位面积产量均

①在农村调查数据中仅有租佃土地的质量信息,因此我们只能在仅含佃农的子样本中对农户的土地质量进行控制。另外,表3前5列是对5种具体作物的考察,因此控制变量中不加入商品作物种植率。

普遍高于分成合约佃农。在第(7)列,我们将自耕农样本去掉,在只包含佃农的子样本中进一步控制住租佃土地的质量,结果依然是定额合约佃农的单位面积产值显著高于分成合约佃农。以上结果说明在近代东北地区存在“马歇尔无效率”的现象,与假说2的推论相符。此外,雇佣年工进行生产的经营地主的系数普遍为负,但基本并不显著,这与黄宗智(1986)在华北地区的发现基本相同。

(二) TFP 相关回归结果

由于上述结果只能显示土地作为单一要素对农业生产率的影响,因此我们进一步对全要素生产率进行测算,并讨论其影响因素。根据本文第三部分第二节的方法,我们采用(4)式对土地和劳动力的产出弹性进行估算,结果在表4的第(1)列中给出。可以看到,土地的产出弹性(0.653)大于劳动力(0.271),说明在近代东北地区,土地仍是农业生产中最重要的要素。另外,二者之和小于1,说明存在规模报酬递减的情况,这可能与我们的数据中缺失农户的资本投入信息(如农户投入的肥料量)有关。根据(5)式计算出TFP后,我们在表4第(2)、(3)列中给出各因素对其影响的考察结果。结果发现,在综合考虑了土地和劳动力两种要素的生产率后,农场面积对TFP的影响为正向,这应该与大农场的劳动生产率较高有关。第(4)列的结果为此提供了佐证:农场面积越大,劳动力的平均产出值越高。劳动生产率的提升可能与大农场对大型农具和耕畜的使用更普遍有关,我们将在第四小节进行进一步的讨论。其他变量的回归结果与上面OLS的结果一致。

表 4 TFP 的测算以及影响因素的回归结果

变量	总产值(ln)	变量	TFP	TFP	人均产出
	(1)		(2)	(3)	
<i>size</i> (ln)	0.653 *** (0.019)	<i>size</i> (ln)	0.179 *** (0.060)	0.307 *** (0.050)	53.250 *** (4.912)
<i>labor</i> (ln)	0.271 *** (0.029)	<i>cultivator</i>	0.067 (0.061)	0.138 *** (0.052)	14.567 ** (6.385)
α_L	0.653				
α_N	0.271	<i>fix_contract</i>	0.121 * (0.063)	0.183 *** (0.053)	16.851 ** (7.136)
Wald Test	$H_0 : \alpha_L + \alpha_N = 1$				
F 值	12.45	<i>landlord</i>	-0.083 (0.075)	-0.084 (0.061)	-11.688 (7.530)
P 值	小于 0.001				
结论	拒绝原假设	<i>cash_crop</i>	0.711 *** (0.133)	0.925 *** (0.143)	102.576 *** (15.300)
		<i>machine</i>	-0.127 *** (0.042)	-0.023 (0.035)	-2.033 (4.277)
		<i>animal</i>	0.021 (0.065)	-0.063 (0.061)	-16.429 ** (7.051)
		<i>disaser</i>	2.310 *** (0.337)	1.222 *** (0.357)	146.124 *** (31.128)
		<i>land_level</i> (1~4)	-0.011 (0.035)	-0.021 (0.048)	-8.190 ** (3.583)
		<i>labor</i> (ln)	0.009 (0.044)	-0.114 *** (0.042)	
		地区虚拟变量	否	是	是
		常数项	是	是	是
N	1 105		1 105	1 105	1 105
R ²	0.740		0.103	0.328	0.454

(三) 随机前沿模型的回归结果

技术效率作为文献中最常使用的效率指标之一,我们进一步考察了农场面积等因素对它的影响。表 5 给出了随机前沿模型的估计结果。

表 5 影响技术效率因素的回归结果(随机前沿模型)

变量	农业总产值(ln)(圆)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
生产投入品				
size(ln)	0.814 *** (0.024)	0.857 *** (0.030)	0.826 *** (0.025)	0.846 *** (0.025)
labor(ln)	0.161 *** (0.028)	0.130 *** (0.027)	0.151 *** (0.028)	0.123 *** (0.025)
常数项	0.109 *** (0.035)	0.298 *** (0.041)	0.156 *** (0.026)	0.252 *** (0.035)
影响技术效率的变量				
size	0.020 *** (0.007)	0.006 ** (0.003)	0.030 *** (0.011)	0.006 ** (0.003)
size ²	-0.000 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)
cultivator	-0.424 *** (0.160)	-0.159 *** (0.048)	-0.498 *** (0.151)	-0.147 *** (0.046)
fix_contract	-0.520 *** (0.172)	-0.142 ** (0.057)	-0.825 *** (0.165)	-0.208 *** (0.054)
landlord			0.297 * (0.179)	0.046 (0.056)
cash_crop			-3.412 *** (0.376)	-0.673 *** (0.097)
machine			-0.048 (0.111)	-0.011 (0.028)
animal			0.216 (0.184)	0.063 (0.050)
land_level(1~4)			0.740 *** (0.134)	0.110 *** (0.040)
disaster			-21.168 *** (1.790)	-3.190 *** (0.411)
地区虚拟变量	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是
AIC	1329.138	1214.624	1223.176	1049.759
BIC	1374.206	1289.738	1333.344	1154.919
Log-likelihood	-655.569	-592.312	-589.588	-503.880
N	1 105	1 105	1 105	1 105

注:(1)非效率项的分布假设为断尾正态分布。(2)模型为 MLE 模型。(3)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。

首先在第(1)列和第(3)列中,我们设定影响技术效率的变量影响与效率相关的随机项 u_i 的方差 σ_u^2 ,而第(2)列和第(4)列设定相关变量影响的是 u_i 的均值 μ_i 。通过一些指标的对比(表 5 的最下面部分),我们发现第(2)列和第(4)列的估计结果更好,因此我们采用第(4)列的估计结果作为分析的对象。可以看到,农场面积项的系数显著为正而其平方项显著为负,说明技术效率和农场面积之间存在“U”型的非线性关系。为了更好地展示这一结果,我们将估算出来的技术效率和农场面积之间的关系用图 1 进行描绘。可以看到,当农场面积大于约 60 公顷时,技术效率有所提高。此外,根据表 5 第(4)列,相对于分成合约佃农,自

耕农和定额合约佃农项的系数显著为负,说明相较于分成合约佃农,他们的效率更高。商品作物种植率项的系数显著为负,说明更多地种植价值更高的经济作物(大豆和小麦)可以获得更多的收益。至此假说 1 和 2 的推论都得到了印证。

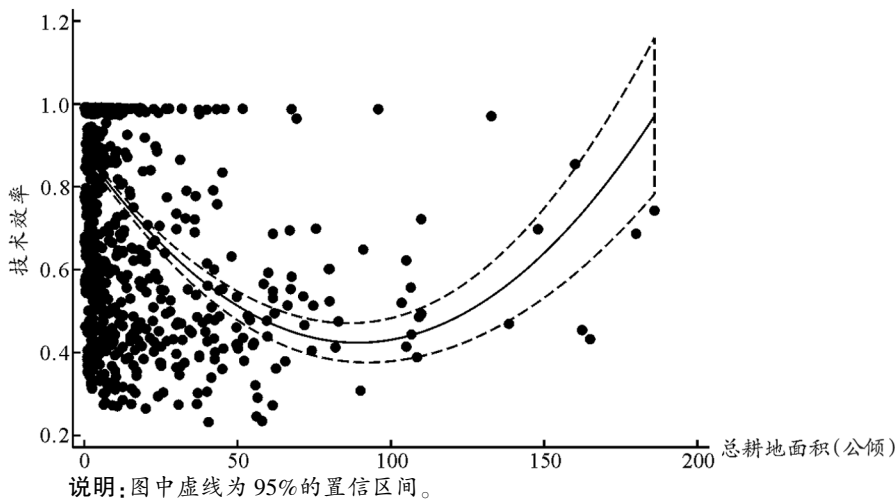


图 1 农场面积与技术效率关系的散点图

(四) 关于效率的拓展讨论

在以上两小节中,我们发现大农场的 TFP 和 TE 均有所上升,这可能与生产工具的改善有关。相关性分析的结果显示,农场面积与人均大农具数、人均耕畜数、雇佣年工数的相关系数分别为约 0.36、0.30 和 0.78。^① 可见农场面积与这三者之间都有显著的正向关系。这说明了大型农场主由于拥有土地财产较多,大规模的农业生产需要雇佣更多的工人以及配备更多的生产工具,这可能使得大型农场在技术效率上相对于中型农场而言更有优势。而中型农场的规模在效益上可能还不适合雇工经营,因此技术效率最低,这就解释了农场面积与生产效率之间的“U”型关系。从图 2 中可以看出,当农场面积较小时(小于约 60 公顷),面积与雇佣年工数的关系是一条水平的线,而当面积大于约 60 公顷时,二者之间开始出现较明显的正向关系。此外,在样本中经营面积大于 100 亩(约 6.7 公顷)的所有 369 个农户中,自耕农仅占约 37%的比例,剩余 63%为半自耕农或纯佃农。这说明当时的农户可以通过活跃的土地租佃市场租入土地,以扩大自己的经营面积。

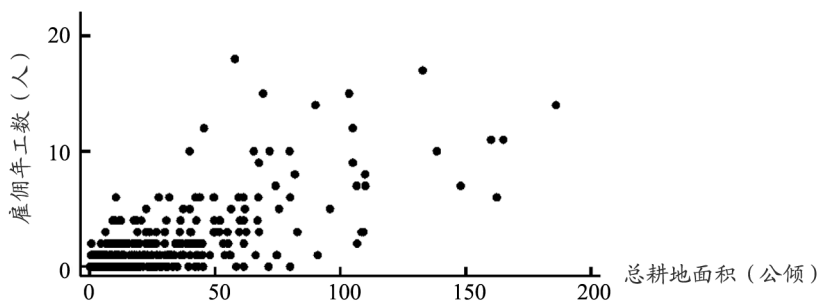


图 2 农户经营面积与雇佣年工数量的关系图

^①这里的相关系数表示的是相关变量两两之间直接的相关关系。

五、结论及建议

在农业生产率相关研究中,农户经营农场规模与农业生产率的关系一直是农业经济学与发展经济学考察的重要内容之一。然而截至目前,即使在大量文献解决了土地质量缺失、面积测量误差等问题,并且从之前仅关注单位面积产量转向对全要素生产率以及技术效率等效率指标的考察后,该问题依然未得到统一的结论。为弥补现有研究的不足,本文采用土地规模化经营较大、土地租佃市场较发达、土地生产要素完全自由流动的民国时期东北地区乡村社会农业生产历史数据,对土地规模、租佃制度与农业生产效率之间的关系进行了系统性的考察。研究发现:首先,在农场规模与生产效率方面,一是农场面积与单位面积产量之间存在显著的反向关系,这与在众多发展中国家观察到的现象一致;二是通过对全要素生产率测算及分析发现,农场面积与TFP呈现正向关系,说明在同时考虑了劳动和土地生产率两方面因素时,大型农场在生产率上更具优势;三是在进一步对技术效率的考察中发现,技术效率与农场规模之间存在“U”型的非线性关系,即虽然总体上技术效率随着农场面积的增大而减小,但是在农场面积超过约60公顷之后,技术效率又有所回升。其次,在租佃制度方面,本文发现分成合约佃农的各项生产率指标均显著低于自耕农和定额合约佃农。而且在样本中经营面积大于100亩的369个农户中,约三分之二涉及租佃,说明了当时活跃的土地租佃市场可以有效地促进农业的规模经营。

本文的发现不仅为现有关于农地规模经营与农业生产率之间关系的研究提供了相应实证证据,而且对当前我国正处在传统农业向现代化农业转型、城镇化快速推进、非农就业快速增长背景下的农业合作化生产有较强的政策指导意义。特别是通过土地确权、三权分置等改革使土地在市场中有效流转起来,发展适度的规模经营已经成为乡村振兴工作的主要思路之一。因此,当土地在市场中自由地流动、农户的经营规模扩大以后,农业生产率将受到怎样的影响,就变得尤为重要。本文利用近代东北地区的土地制度特征,在土地可以自由流动的“理想化”情境下对此问题进行了考察。虽然限于历史数据的质量问题,本文各种测算的结果可能存在着一定的误差,但是与现有文献中的理论、实证发现基本吻合(如刘凤芹,2006;李谷成等,2009;王建英等,2015)。

结合上述实证发现,本文对当前农业合作化发展及规模化经营提出以下政策建议:首先,应当坚定当前土地流转的市场化改革方向,完善要素市场化配置机制。通过在保障进城落户农民各项农村土地权利的基础上,研究制定自愿有偿转让的具体办法,通过加强农村产权流转交易和管理信息平台建设等途径,使耕地资源在市场中实现进一步的优化配置。其次,农业发展政策需要因地制宜,在耕地资源丰富、适合开展大规模机械化种植的地区,应当继续鼓励多种形式的规模化经营,加大对规模经营农户和农民专业合作社等主要规模经营主体的扶持力度,推广新技术、新设备。这不仅有助于农业生产效率的提高,也有利于进一步解放农业劳动力,加快城镇化步伐。最后,在土地流转基础上进行的规模化经营,与之相适应的农业生产经营模式对其生产绩效也将起到重要影响。因此,在注重农业规模生产的同时,如何选择可以提供有效激励和风险规避的农业生产合约也是非常重要的问题。通过推进三权分置改革使租入土地的企业或大农户享有更完善的土地经营权,完善农村产权制度,大力开展农户信用贷款、农机具等设施抵押贷款业务,健全农业再保险制度,将有助于解决规模

经营中的激励和风险规避问题。

参考文献:

- 1.陈苏、胡浩、张利国,2020:《马歇尔分成租佃制真的导致土地资源利用“无效率”——基于20世纪30年代卜凯农家调查资料的检验》,《农业技术经济》第1期。
- 2.东北物资调节委员会研究组编,1947:《东北经济小丛书·资源及产业(上)》,京华印书局。
- 3.弗兰克·艾利思,2019:《农民经济学——农民家庭农业和农业发展》(第2版),中译本,格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社。
- 4.高强、张琛,2020:《农地确权与农户生产行为:研究述评及展望》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第3期。
- 5.胡浩、于敏捷,2015:《中国20世纪早期农户耕地面积与土地生产率关系研究——基于卜凯农村社会调查》,《中国经济史研究》第5期。
- 6.黄宗智,1986:《华北的小农经济与社会变迁》,中华书局出版社。
- 7.李谷成、冯中朝、范丽霞,2009:《小农户真的更加具有效率吗?——来自湖北省的经验证据》,《经济学(季刊)》第9卷第1期。
- 8.刘凤芹,2006:《农业土地规模经营的条件与效果研究:以东北农村为例》,《管理世界》第9期。
- 9.孙宪宗,2016:《推进农地三权分置经营模式的立法研究》,《中国社会科学》第7期。
- 10.唐珂、王建英、陈志钢,2017:《农户耕地经营规模对粮食单产和生产成本的影响——基于跨时期和地区的实证研究》,《管理世界》第5期。
- 11.王建英、陈志钢、黄祖辉、Thomas Reardon,2015:《转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察》,《管理世界》第9期。
- 12.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。
- 13.章有义,1997:《明清及近代农业史论集》,中国农业出版社。
- 14.中央气象局气象科学研究院主编,1981:《中国近五百年旱涝分布图集》,地图出版社。
- 15.Arcand, J., C. Ai, and F. Ethier. 2007. “Moral Hazard and Marshallian Inefficiency: Evidence from Tunisia.” *Journal of Development Economics* 83(2): 411–445.
- 16.Barrett, C. 1996. “On Price Risk and the Inverse Farm Size–productivity Relations.” *Journal of Development Economics* 51(2): 193–215.
- 17.Barrett, C., B. Bellemare, and J. Hou. 2010. “Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity–Size Relationship.” *World Development* 38(1): 88–97.
- 18.Battese, G., and T. Coelli. 1995. “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data.” *Empirical Economics* 20(2): 325–332.
- 19.Benjamin, D. 1995. “Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship?” *Journal of Development Economics* 46(1): 51–84.
- 20.Berry, R., and W. Cline. 1979. *Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- 21.Carletto, C., S. Gourlay, and P. Winters. 2015. “From Guestimates to GPStimates: Land Area Measurement and Implications for Agricultural Analysis.” *Journal of African Economies* 24(5): 593–628.
- 22.Chayanov, A. 1926. *The Theory of Peasant Economy*. Madison: University of Wisconsin Press.
- 23.Cheung, Steven N.S. 1969. *The Theory of Share Tenancy: With Special Application to Asian Agriculture and the First Phase of Taiwan Land Reform*. Chicago: University of Chicago Press.
- 24.Eastwood, R., M. Lipton, and A. Newell. 2010. “Farm Size.” In *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 4. Edited by P. Pingali and R. Evenson, 3323–3397. North Holland: Elsevier.
- 25.Eswaran, M., and A. Kotwal. 1986. “Access to Capital and Agrarian Production Organization.” *The Economic Journal* 96(382): 482–498.
- 26.Ferreira, M., and J. Féres. 2020. “Farm Size and Land Use Efficiency in the Brazilian Amazon.” *Land Use Policy*

- 99: 104901.
27. Foster, A., and M. Rosenzweig. 2017. "Are There Too Many Farms in the World? Labor-market Transaction Costs, Machine Capacities and Optimal Farm Size." NBER Working Paper 23909.
 28. Gavian, S., and S. Ehui. 1999. "Measuring the Productive Efficiency of Alternative Land Tenure Contracts in a Mixed Crop-livestock System in Ethiopia." *Agricultural Economics* 20(1): 37-49.
 29. Key, N. 2019. "Farm Size and Productivity Growth in the United States Corn Belt." *Food Policy* 84: 186-195.
 30. Kung, J., and N. Li. 2011. "Commercialization as Exogenous Shocks: The Effect of the Soybean Trade and Migration in Manchurian Villages, 1895-1934." *Explorations in Economic History* 48(4): 568-589.
 31. Lamb, R. 2003. "Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets and Measurement Error." *Journal of Development Economics* 71(1): 71-95.
 32. Lin, J., 1992. "Rural Reforms and Agricultural Growth in China." *American Economic Review* 82(1): 34-51.
 33. Ma, D. 2008. "Economic Growth in the Lower Yangzi Region of China in 1911-1937: A Quantitative and Historical Analysis." *The Journal of Economic History* 68(2): 355-392.
 34. Marshall, A. 1920. *Principles of Economics*, 8th ed. London: Macmillan.
 35. Rada, N., and K. Fuglie. 2019. "New Perspectives on Farm Size and Productivity." *Food Policy* 84: 147-152.
 36. Rada, N., S. Helfand, and M. Magalhaes. 2018. "Agricultural Productivity Growth in Brazil: Large and Small Farms Excel." *Food Policy* 84: 176-185.
 37. Schmidt, P. 2011. "One-step and Two-step Estimation in SFA Models." *Journal of Productivity Analysis* 36(2): 201-203.
 38. Sen, A. 1962. "An Aspect of Indian Agriculture." *Economic Weekly* 14: 243-266.
 39. Sen, A. 1966. "Peasants and Dualism with or without Surplus Labor." *Journal of Political Economy* 74(5): 425-450.
 40. Shaban, R. 1987. "Testing between Competing Models of Sharecropping." *Journal of Political Economy* 95(5): 893-920.

Farm Size, Tenancy System and Agricultural Productivity: An Empirical Investigation Based on the View of History

Huang Tianyu and Li Nan

(School of Economics, Fudan University)

Abstract: This paper takes the Northeast region where land can flow freely in the market during the Republic of China period as the object, using econometric methods such as stochastic frontier analysis, and systematically examines the impact of farmers' farm scale and tenancy system on agricultural productivity from a historical perspective. We find that, farm sizes negatively correlate to output per unit area, but positively correlate to per capita output. We further analyze the efficiencies and find that, there is a positive relationship between farm area and total factor productivity and the relationship between size and Technical Efficiency reveals a U shape non-linear relationship. In addition, the production efficiency of divided into contract tenants is generally lower than that of self-employed farmers and fixed-rate contract tenants. The results of this article not only enrich the related research on agricultural economic history, but also provide a certain historical reference for the current policy ideas of encouraging moderately large-scale production in the context of the market-oriented reform of land transfer.

Keywords: Farm Size, Land Tenancy, Productivity, Technical Efficiency

JEL Classification: N55, Q13, Q15

(责任编辑:惠利、陈永清)