

农户经营规模与土地生产率关系的再探究

——来自第三次全国农业普查规模农户的证据

郑志浩 高 杨 霍学喜

【摘 要】本文采用含有大小农户的第三次全国农业普查规模农户数据,探究了农户经营规模与土地生产率的关系,讨论了技术采用和要素选择对农户规模—生产率关系变化的影响。回归结果显示,水稻单产与播种面积呈差异幅度较小的显著反向关系,小麦和玉米单产与播种面积呈拐点分别为10亩和15亩的显著倒U型关系;50亩以内的农户生产率整体上稍高于50亩以上的农户生产率。研究发现,农户随着土地经营规模的扩大而相应采取了机械替代人力的技术选择,虽然未强化小麦的倒U型关系,但明显强化了玉米的倒U型关系、减弱了水稻的反向关系。中国农户的规模—生产率关系已经走向或正在走向倒U型关系,过大或过小的土地经营规模都不利于生产率的提升。可以预见,随着中国社会经济的进一步发展,水稻单产与播种面积关系将会呈现为倒U型关系,小麦和玉米单产与播种面积关系将会表现为拐点进一步前移的倒U型关系。农业适度规模经营战略,既符合中国人多地少的基本国情,也有助于国家粮食安全的保障和农业的可持续发展。

【关键词】经营规模;土地生产率;反向关系;大农户

【作者简介】郑志浩(通讯作者),霍学喜,西北农林科技大学经济管理学院;高杨,南京财经大学粮食和物资学院。

【原文出处】《管理世界》(京),2024.1.89~106

一、引言

农户的规模—生产率关系问题的实证研究结果,直接派生出大小农户孰更有效率的理论结论,以及农业发展上应注重和保护小规模经营抑或推进规模化经营的政策思路(韩朝华,2017)。因此,自森(1962)提出印度农户的土地经营规模与生产率呈反向关系以来^①,农户的规模—生产率关系问题成为发展经济学和农业经济学研究领域一个经久不衰的话题^②。绝大多数的国外研究文献表明,无论采用单要素生产率指标(单位面积作物产出或单位面积农业产出)还是采用全要素生产率指标,发展中国家农户的经营规模与生产率均表现为反向关系(宾斯万格等,1995;伊斯特伍德等,2010;瑞达、福格烈,2019)。尽管个别研究发现中国农户的经营规模与生产率不存在任何反向或正向关系(陈等,2011;王建英等,2015),但绝大多数研究支持中国农户的经

营规模与生产率同样呈反向关系的结论(李谷成等,2009;瑞达等,2015;唐珂等,2017;程等,2019)。

随着中国经济高速发展和城市化进程加快,大量农业劳动力转移到非农业部门,大量农业人口转移到城镇,从而导致农户户均土地经营面积增大,小规模农户比例下降,中、大规模农户比例上升(黄、丁,2016),规模农户成为中国农业增长中的一个不容忽视的力量。农户经营规模和经营规模分布的变化对规模—生产率反向关系结论提出了挑战。首先,虽然农业劳动力转移、制度创新(如土地流转平台建设)、农业规模化发展支持政策以及机械技术服务等推动了土地集中(黄、丁,2016),但农户经营规模的变动主要源于农户自选择,农业生产率较高的农户逐步成长为中、大规模农户,农业生产率较低的农户变为小农户。这一推理与大量有关土地租赁市场发育对要素配置效率影响的研究结果相一致。

例如,金松青和戴宁格尔(2004)发现,租入土地以扩大经营规模的农户,其生产率显著高于租出土地的农户生产率。如果说精耕细作优势是小农户生产率高于大农户的源泉(程等,2019),那么随着精耕细作优势的逐渐丢失,农户的规模—生产率关系不应该继续表现为“越小越好”。其次,劳动和资本市场方面的制度安排会对不同规模农户的技术采用和要素选择产生不同的影响(盛等,2019)。具体地说,农户的技术采用与要素选择会随着土地经营规模的扩大而发生变化,大农户的农业经营活动由主要依靠雇工变为主要依靠机械,进而导致人力劳动在生产率提升方面的作用让位于机械动力,机械技术采用的规模经济会减弱甚至逆转规模—生产率反向关系(福斯特、罗森茨魏希,2017)。如果说早期的大农户因雇工的监督成本而致使其最佳土地劳动比(land-to-labor ratio)较大,进而带来了相对于小农户的生产率劣势(费德,1985;埃斯瓦兰、科特瓦尔,1986),那么随着机械动力的广泛应用,土地劳动比约束得到了放松,当前大农户的生产率表现不应该继续弱于小农户。

既然大农户已经成为中国一个重要的农业经营群体,小农户也逐渐丢失其原有的精耕细作优势,为什么绝大多数已有研究依然得出中国农户规模—生产率关系“越小越好”的结论?除了这些研究囿于数据时效性而没有及时捕捉到农户土地规模变动对规模—生产率关系的影响外(如,戴宁格尔等(2016)、炎天尧(2021)发现,印度和中国农户的反向关系均呈逐年弱化趋势),其样本选择是一个主要原因。虽然中国农户构成由小农户为农业生产经营的绝对主体变为大中小农户并存,但小农户依然是中国的农业经营主体,已有研究采用对农户总体有代表性的样本取得的规模—生产率反向关系结果,更多地反映了一定经营规模范围内的大小农户的生产率差异^③,不能说明更大经营规模范围内的小农户相对于大农户是否具有生产率优势。鉴于农户经营规模的动态变动,在一个土地经营规模区间更为宽泛的样本基础上研究中国农户的规模—生产率关系问题具有更重要的理论和政策意义。

本文基于2016年第三次全国农业普查规模农户

数据,探究大农户相对于小农户是否具有土地生产率优势。更为具体地,探究水稻、小麦、玉米的单位面积产量(单产)与经营规模(播种面积)是呈现正向关系或没有关系或依然表现为反向关系;明晰农户的技术采用与要素选择如何随着土地经营规模的扩大而发生变化,及其对不同作物单产与播种面积关系变化的影响。农业普查中的规模农户由种植业、畜牧业、林业、渔业和农业服务业规模农户构成,本文中的大农户为粮食种植业规模户,小农户或者是某一粮食作物为主业兼种其他小面积粮食作物的种植业规模户,或者是以设施农业、畜牧业、林业、渔业、农业服务业为主业兼种某一小面积粮食作物的规模农户。农业普查规模农户样本包含了大小规模的粮食作物种植户,从而为验证大农户相对小农户是否具有土地生产率优势提供了数据支持。

本文研究不仅对于了解农业转型时期的农户规模—生产率关系有理论意义,而且对中国农业发展战略有特别重要的现实意义。中国小农户已经由“男耕女织”型传统农户转变为“半耕半工”型农户,其家庭收入由主要依赖种植业与手工业变为主要依赖农业与非农业(黄宗智,2010)。随着中国经济的高速发展和农户家庭非农收入的持续上升,由土地规模狭小引致的务农收入份额日益下降问题凸显,农业收入变为家庭补充收入,农业变成了副业(何秀荣,2016),其不仅影响了农业产业竞争力和农产品国际竞争力,而且对国家粮食安全和农业可持续发展带来了挑战。因此,劳动人均产出增长是现代农业发展的一个必要条件,而小农户相对于大农户的先天劣势就是其农业劳动生产率没有比较优势(阿扎莫普洛斯、雷斯图西亚,2014)。基于这样的认识,中国政府始终高度重视农业规模化经营问题,自20世纪80年代中期开始,中央就提出了农业适度规模经营发展战略,通过稳定土地承包权,引导土地经营权有序流转,发展多种形式的适度规模经营。同时,各级政府部门通过奖励、补贴、金融支持等多种方式推进土地流转,促进规模农户的形成、发展、壮大。本文的研究结果既有助于揭示农业转型时期的农户规模—生产率关系,同时也为农业适度规模经营发展战略提供更为全面的理论依据和经验支持。

本文贡献主要在以下两个方面:第一,本文采用涵盖1~500亩及以上的不同规模农户的全国大样本数据来探究农户的规模—生产率关系。本文所用样本不仅数量大而且包含了较大比重(20%~45%)的50亩以上农户,从而既弥补了已有研究因规模区间狭窄而不能反映大农户生产率的缺陷,也避免了已有研究因样本数量较少而可能导致的代表性不足问题。第二,本文选取水稻、小麦、玉米作为研究对象,不仅可以了解不同作物的单产与播种面积关系,而且也可以明晰技术采用和要素选择对不同作物单产与播种面积关系变化的差异化影响。本文的主要发现是:在一个农户经营规模和经营规模分布发生了变化、机械技术广泛应用的农业转型时期,农户规模变动的自选择机制弱化了小农户的生产率优势,大农户的技术进步内涵慢于规模外延扩张,导致其要素选择不能抵消规模扩大带来的生产率损失,农户的规模—生产率关系将表现为倒U型关系。

本文其余部分的构成如下:第二部分简要回顾农户的规模—生产率反向关系成因的研究文献;第三部分介绍本文的理论框架和相应的经验模型;第四部分描述本文所使用的数据和主要相关变量;第五部分展示并分析计量模型回归结果和稳健性检验结果;第六部分展示并分析要素选择对农户规模—生产率关系变化的影响结果;第七部分给出基本研究结论及其政策启示。

二、文献回顾:小农户为什么具有生产率优势

理论上说,在一个规模报酬不变、产品和要素完全市场竞争的农业部门,市场力量会自动地将资源从效率较低的农户配置到效率较高的农户,进而使大小农户生产率不应该存在显著差异。然而,土地质量变量遗漏、地块面积和产出的测量误差以及不完善的要素市场,会导致农户的经营规模与生产率呈反向关系。大量的研究文献主要从这3个方面来解释亚洲、拉丁美洲、非洲等发展中国家农户的规模—生产率反向关系。

如果土地质量与农户的经营规模相关联,分析农户的规模—生产率关系时,遗漏土地质量变量会导致反向关系的假象(本杰明,1995)。特别是,如果农户之间的土地质量差异与农户的经营规模存在着

某种系统性关联,如小农户的地块质量系统性的高于大农户,那么遗漏土地质量变量的研究结果会导致农户的经营规模与生产率的错误关系。本杰明(1995)、陈等(2011)采用工具变量方法的研究结果显示,相对于忽略土地经营规模内生性问题的研究结果,纠正了土地经营规模内生性问题的规模—生产率反向关系消失了。然而,盛等(2019)采用类似的工具变量方法的研究结果表明,纠正了土地经营规模内生性问题的生产率与经营规模U型关系仅仅平缓了,但没有消失。巴雷特等(2010)通过实验室测量的办法,取得了每个地块样本的土壤PH值、微量元素含量等精确的土壤质量数据,其施加了这些精确土壤质量指标的回归结果表明,土地质量差异不能解释反向关系的存在。因此,小农户相对于大农户具有生产率优势不是源于土地质量变量的遗漏。

如果农户的地块面积和产出量存在着测量误差,那么测量误差也会带来反向关系的假象(拉姆,2003)。卡莱托等(2013)利用乌干达农户地块面积的自报数据和基于全球定位系统(GPS)取得的地块面积测量数据,验证了地块面积测量误差对反向关系的影响。其结果表明,在使用GPS技术纠正了地块面积误差后,反向关系不仅没有减弱反而强化了。德斯尔瑞和乔利夫(2018)采用埃塞俄比亚农户自报的作物产量数据和通过实割实测取得的作物产量数据,验证了产量测量误差对反向关系的影响。其结果显示,采用前者地块单产与播种面积呈反向关系,采用后者地块单产与播种面积变为正向关系。古尔利等(2019)、洛贝尔等(2020)基于乌干达农户地块的自报产量数据和多种测量数据(全部实割实测、部分实割实测、GPS测量)的研究结果,支持德斯尔瑞和乔利夫(2018)的研究结论。奥鲍伊等(2019)的研究结果表明,只有当农户的地块面积和产量均通过测量手段取得时,小农户的地块反向关系才会消失;否则,其他任何方式的组合不仅不会扭转反向关系,反而会加重反向关系的程度。然而,这些来自非洲国家的案例研究,虽然加深了对农户规模—生产率反向关系成因的认识,但因缺乏广泛性而难以推翻发展中国家农户的规模—生产率呈反向关系的研究结论(盛等,2019)^④。

对反向关系成因的第三种解释是反向关系的存在源于发展中国家不够完善的要素市场(劳动、土地、信贷等)特别是劳动市场(森,1966;卡特,1984;费德,1985;埃斯瓦兰、科特瓦尔,1986;宾斯万格等,1995)。不完善的要素市场致使不同规模农户面对的要素价格存在较大差异,从而影响了这些农户在单位土地面积上的要素使用程度,进而带来了大小农户的土地产出率差异。其中,不完善的劳动市场是农户规模—生产率反向关系的决定因素。小农户主要依靠家庭劳动力进行农业生产,其劳动机会成本较低,同时又是为自家耕作而具有更高的激励动机,因此,相对于主要依赖支付市场工资并辅以监督成本的临时或长期雇工的大农户,小农户劳动投入强度更大,对作物的呵护程度更强,单位面积土地产出率自然也更高。李谷成等(2009)、程等(2019)的研究结果显示,农户的土地生产率与经营规模呈反向关系,但按照市场工资折算劳动成本取得的亩均利润与播种面积则呈正向关系。盛等(2019)、炎天尧(2021)通过比较施加生产要素与未施加生产要素的规模—生产率反向关系结果,发现劳动投入强化了规模—生产率反向关系。上述研究证实了较高的劳动投入强度同样是中国小农户相对于大农户具有生产率优势的主要缘由。

如果要素市场不完善假说是规模—生产率反向关系的主要成因,那么随着经济社会的发展,要素市场逐步完善,要素市场不完善对小农户的要素投入约束会得到缓解,农户规模—生产率反向关系会逐步弱化甚至逆转。以越南(埃尔斯特等,2020)、印度(戴宁格尔等,2016)、印度尼西亚(山口,2016)和中国(瑞达等,2015;炎天尧,2021)为案例的研究结果表明,非农经济的快速发展促进了农业劳动力向非农业部门的转移,缓解了小农户过度投入问题,弱化了农户规模—生产率的反向关系。

近期,基于以小规模经营为特点的发展中国家农户的经营规模与生产率呈反向关系、以大规模经营为特点的欧美发达国家农场的经营规模与全要素生产率为正向关系(基,2019;盛、钱塞勒,2019)的观察,福斯特和罗森茨魏希(2017)提出了劳动市场的交易成本和机械技术采用的规模经济会导致农户经营

规模与生产率呈U型关系的假说:劳动市场的交易成本导致农户的有效劳动随着土地经营规模的扩大而下降(即强化了U型关系拐点前的反向关系)^⑤;机械技术采用的规模经济促使农户生产率随着土地经营规模的继续扩大而上升(即强化了U型拐点后的正向关系)。采用含有大小农户的样本数据,辛奇(2006)、福斯特和罗森茨魏希(2017)、穆扬加和杰恩(2019)、盛等(2019)的研究结果显示,赞比亚农户的玉米单产与播种面积、印度农户的亩均农业利润与种植规模、肯尼亚农户的亩均总产值与经营规模、中国农户的玉米单产与播种面积,均呈显著的U型关系。然而,发展中国家农户的规模—生产率呈U型关系假说,是一个基于全球农户规模—生产率关系的静态观察结果,忽略了农户经营规模和经营规模分布变动对农户规模—生产率关系的影响。本文研究结果表明,在一个农户经营规模和经营规模分布发生了变化、机械技术广泛应用的农业转型时期,以单要素生产率指标表征的规模—生产率关系,应当为倒U型关系或者差异程度较小的反向关系,但不可能为U型关系。

三、模型设定

(一)理论模型

如果用土地、劳动、非劳动要素代表农户从事粮食作物生产的全部要素投入,那么该农户粮食作物的柯布—道格拉斯型生产函数为:

$$Y_h = A_h T_h^{\alpha_T} L_h^{\alpha_L} K_h^{\alpha_K} e^{\varepsilon_h} \quad (1)$$

其中, Y_h 表示农户 h 的某一粮食作物总产量; T , L , K 分别表示农户 h 在该粮食作物生产中的土地、劳动和非劳动要素投入,其中,土地 T 又称之土地经营规模或播种面积; A_h 表示农户 h 的技术效率,反映了农户 h 在制度环境或资源禀赋约束下的诸如管理水平或勤勉程度等观察不到的投入; α_T 、 α_L 、 α_K 分别表示土地、劳动和非劳动要素的产出比重; ε_h 表示非预期的生产率冲击。

对生产函数(1)两边同除以 T ,并取对数,相应的粮食作物单位面积产出(单产)的双对数生产函数式如下:

$$\ln\left(\frac{Y_h}{T_h}\right) = \ln A_h + (\gamma - 1) \ln T_h + \alpha_L \ln\left(\frac{L_h}{T_h}\right) + \alpha_K \ln\left(\frac{K_h}{T_h}\right) + \varepsilon_h \quad (2)$$

其中, $\gamma = \alpha_T + \alpha_L + \alpha_K$, 表示规模报酬系数。如果处于一个完全市场竞争环境且没有外部性, 同时生产技术呈规模报酬不变(即 $\gamma = 1$), 那么基于函数式(2)可以推导出以利润最大化为目标的农户 h 的粮食作物单产是技术效率 A_h 和非预期的生产率冲击 ε_h 的函数, 即 $\ln(Y_h/T_h) = f(\ln A_h, \varepsilon_h)$ 。由于技术效率(A_h)和非预期的生产率冲击(ε_h)独立于土地经营规模(T_h), 因此, 农户 h 的粮食作物单产与土地经营规模没有关系, 即 $\ln(Y_h/T_h) \perp T_h$ (阿松考、布拉伊多, 2007)^⑥。然而, 特征事实和大量的实证研究结果表明, 发展中国家农户的生产率与土地经营规模呈反向关系。生产率与土地经营规模存在关联的事实意味着技术效率(A_h)与土地经营规模(T_h)存在着相关关系。假定土地经营规模不存在测量误差, 用 X_h 表示影响土地生产率且与技术效率($\ln A_h$)关联的非要素变量(如家庭人口特征变量、生产经营特征变量以及土地质量变量等), 那么相应的粮食作物单产模型设定如下:

$$\ln\left(\frac{Y_h}{T_h}\right) = \beta \ln T_h + \delta' X_h + \mu_{ih} \quad (3)$$

上述单产模型广泛地用于发展中国家农户的反向关系研究(卡特, 1984; 赫尔特贝尔, 1998; 阿松考、布拉伊多, 2007; 李谷成等, 2009)。然而, 农户的技术效率(A_h)除了与土地经营规模(T_h)和非要素变量存在关联外, 与生产要素($L_h/T_h, K_h/T_h$)的质量、组合以及使用强度也存在着关联, 遗漏要素投入变量会导致规模—生产率关系的估值存在偏误(赫尔方、泰勒, 2021; 阿拉贡等, 2022)。因此, 添加了要素变量的单产模型变为相应粮食作物单产的生产函数模型, 即:

$$\ln\left(\frac{Y_h}{T_h}\right) = \beta \ln T_h + \delta' X_h + \alpha_L \ln\left(\frac{L_h}{T_h}\right) + \alpha_K \ln\left(\frac{K_h}{T_h}\right) + v_{ih} \quad (4)$$

函数式(4)实际上是规模报酬不变技术下的生产函数模型, 粮食作物土地生产率(单产)与经营规模(播种面积)的关系(β)反映了农户农业生产中的技术效率(全要素生产率)与经营规模的关系(赫尔方、泰勒, 2021)。上式表明, 给定非要素变量影响的前提下, 农户的规模—生产率关系取决于两个方面因素的作用: 农户的诸如管理水平或勤勉程度等观察不到的投入(即管理细度)和农户的技术采用与要素选择状况^⑦。因此, 以下情景会导致农户的土地经营规

模与生产率呈现反向关系或倒U型关系: (1) 大小农户的技术采用和要素选择没有显著差异的情况下, 如果小农户的管理细度大于大农户, 那么小农户的生产率会大于大农户, 从而会导致现实中反向关系的存在。(2) 大小农户的管理细度没有显著差异情况下, 如果大农户的技术采用和要素选择策略没有抵消土地经营规模扩大带来的边际产出损失, 那么大农户的技术采用和要素选择策略最多会弱化反向关系但不会逆转反向关系。(3) 随着农户经营规模和经营规模分布发生变动, 生产率较高的农户成长为中、大规模农户, 生产率较低的农户变为小农户, 小农户特别是过小规模农户的管理细度将明显低于中、大规模农户。如果大农户的技术采用和要素选择策略没有抵消土地经营规模扩大带来的边际产出损失, 大农户的技术进步内涵将慢于规模外延扩张, 那么农户的规模—生产率关系就会呈现先上升再下降的倒U型关系。

(二) 经验模型

本文采用单产模型和生产函数模型来测度农户的规模—生产率关系。遵循以往研究中的双对数函数式设定, 同时考虑到土地经营规模与生产率可能存在的非线性关系, 相应的粮食作物单产模型设定如下:

$$\ln(y_{ih}) = a_0 + a_1 \ln(\text{size}_{ih}) + a_2 [\ln(\text{size}_{ih})]^2 + \delta' X_{ih} + \theta_i + \mu_{ih} \quad (5)$$

其中, y_{ih} 表示农户 h 的 i 作物单位面积产量(公斤/亩), i 表示水稻、小麦、玉米; size 表示农户 h 的 i 作物播种面积(亩); X_{ih} 表示家庭人口特征变量、土地经营特征变量以及土地质量变量; a_0, a_1, a_2, δ 等, 表示待估系数; θ_i 表示区域固定效应(即区域虚拟变量); μ_{ih} 表示误差项。

本文采用的单产生产函数模型设定如下:

$$\ln(y_{ih}) = b_0 + b_1 \ln(\text{size}_{ih}) + b_2 [\ln(\text{size}_{ih})]^2 + \delta' X_{ih} + \lambda' W_{ih} + \theta_i + v_{ih} \quad (6)$$

其中, W_{ih} 表示农户 h 对粮食作物 i 施用的亩均生产要素投入(劳动、机械以及其他中间投入), λ 表示待估的要素系数向量, v_{ih} 表示误差项; 其他与函数式(5)相同。未加入 W_{ih} 的经营规模系数估值($\hat{a}_1$ 和 $\hat{a}_2$)和加入 W_{ih} 的经营规模系数估值($\hat{b}_1$ 和 $\hat{b}_2$), 为本文关注的反映规模—生产率关系的指标。其中, 未加入 W_{ih} 的经

营规模系数估值用于表征农户的规模—生产率关系,加入 W_{it} 的经营规模系数估值主要用于判断技术采用和要素选择对规模—生产率关系变化的影响。

由于中国中、大规模农户的土地来自土地租赁市场,如果租入的土地来自租出户质量较差的地块,那么可能会导致中、大规模农户的土地质量系统性地弱于小农户。这种情况下,如果缺乏恰当的土地质量变量,那么就会出现遗漏相关变量问题(本杰明,1995)。本文借鉴盛等(2019)采用的方法,选取了农户确权耕地面积(或承包地面积)和开荒、复垦以及灾损等导致的净增耕地面积作为粮食作物种植面积的工具变量,采用控制函数法(control function)(伍德里奇,2010)检验和纠正播种面积可能存在的内生性问题。检验结果否决了水稻、小麦、玉米播种面积存在内生性问题的原假设,因此,本文的经验模型设定不再考虑播种面积的内生性问题。

四、数据来源

2016年开展的第三次全国农业普查,时点指标为2016年12月31日,时期指标为2016年1月1日至12月31日。此次普查专门设计了规模农户问卷,收集规模农户的农业从业者情况、土地利用和流转情况、农业现代化情况、农业机械设施装备和生产结构情况以及粮食作物生产的投入产出情况。《第三次全国农业普查方案》规定,规模农户由种植业、畜牧业、林业、渔业、农林牧渔服务业等5类农户构成,其中,种植业规模农户定义为“一年一熟制地区露地农作物的土地达到100亩及以上、一年二熟及以上地区露地种植农作物的土地达到50亩及以上、设施农业的设施占地面积25亩及以上”。按照这一定义,本文将种植规模小于50亩的农户定义为小农户,种植规模超过50亩的农户定义为大农户。

本文所用数据为国家统计局—北京大学数据开发中心提供的1%规模农户普查数据。本文研究对

象为水稻(中稻和一季晚稻)、小麦、玉米种植户^⑧。样本中的“小户”或者是种植了小面积粮食作物的粮食规模种植户(如以大豆为主业的规模农户同时种植了小面积的玉米或水稻等),或者是在自家承包地上种植了小面积粮食作物的设施农业、畜牧业、林业、渔业和农业服务业规模农户,但样本中的“大户”基本为粮食规模种植户。由于全国规模农户数量较少,如果固定效应设定为行政村或乡镇,将会损失大量样本,因此,函数式(5)和(6)的固定效应全部固定在县(市)级。本文的小农户可能不同于通常意义上的“半耕半工”小农户,县级固定效应也可能控制不住农户间土地质量的差异,我们将在后面的稳健性检验部分加以讨论。

按照播种面积5个标准差标准,剔除了超过该标准的样本,再删除了缺失值、异常值样本以及种植规模小于1亩的样本^⑨,最终生成了用于本文研究的农户样本,其中,水稻种植户由来自全国23省454县的5741户农户构成,小麦种植户由来自全国24省697个县的7319户农户构成,玉米种植户由来自全国27省1105县的14511户农户构成。表1的粮食种植户经营规模分布状况显示,10亩以内的种植户比重最大,50亩以上的水稻、小麦、玉米种植户比重分别约为44.79%、20.40%、33.98%。由于水稻和玉米种植大户多来自土地资源较为丰富的东北地区,因此水稻和玉米种植大户的比重明显高于小麦种植大户比重。相对于已有国内研究采用的农户样本(李谷成等,2009;程等,2019),本文采用的规模农户普查数据不仅包含了大量的50亩以上农户样本,而且包含了较大比重的30~50亩农户样本。

根据相关研究文献和规模农户问卷的指标设定情况,本文确定的控制变量由4个部分构成:(1)家庭人口特征变量,包括家庭规模、18~60岁的家庭成员比例、老人(60岁以上)儿童(10岁以下)成员比例、户

表1 粮食种植户经营规模的分布情况(%)

作物(亩)	1~10	10~30	30~50	50~100	100~200	200~300	300~400	400~500	>500	合计
水稻	35.64	12.02	7.55	18.61	17.52	4.71	1.63	0.76	1.56	100.00
小麦	61.25	12.74	5.61	10.36	5.81	1.93	1.00	0.28	1.02	100.00
玉米	44.39	14.65	6.98	12.61	16.39	3.00	0.91	0.46	0.61	100.00

数据来源:第三次全国农业普查1%规模农户样本数据。

主年龄、户主受教育年限;(2)生产经营特征变量,包括是否为农业部门认定或工商部门登记的家庭农场、是否参加了农业保险、粮食作物种植面积占耕地面积比例;(3)土地质量变量,包括转入面积占耕地面积的比例、灌溉面积占耕地面积的比例、土地价格(即村级租地平均价格);(4)生产要素指标,包括户主亩均种植业从业时间、亩均从事种植业30天以上的雇工人数、亩均化肥用量、农药喷洒次数、是否使用农家肥、是否机耕、是否机播、是否机收等要素投入变量。相关变量的描述性统计结果见表2。需要说明的是,问卷设计了农业生产时间段(即0、1~14天、15~29天、30天以上)和从事农业的主要行业(种植业、林业、畜牧业、渔业、农林牧渔服务业、无),为此,我们将是否主要从事种植业与农业生产时间段相乘,取得了户主种植业从业时间(1、2、3、4)。为了反映户主从业时间对单产的贡献,我们又将这4个时间

统一调整为亩均时间(即时间段除以粮食作物面积)。问卷有累计30天以上的从事种植业的雇工人数指标,我们将该指标统一除以粮食作物种植面积,生成了亩均雇工人数。可以想象,这两个指标可能不会完美地反映劳动投入对具体作物单产的贡献。

图1是采用非参数方法估计的粮食作物单产与播种面积之间的表观关系(即无条件的播种面积—单产关系)。从图中曲线走向看出,水稻、小麦、玉米的播种面积—单产关系均呈明显的倒U型关系;小麦的亩均单产为大农户低于小农户,水稻和玉米的亩均单产则均为大农户高于小农户(表2)。本文的播种面积—单产表观关系与国内外采用规模区间狭窄的农户样本数据的研究结果不完全一致,其估计的粮食作物单产与播种面积表观关系绝大多数为反向关系(程等,2019;大冢等,2016);但与采用规模区间较大的农户样本数据的盛等(2019)的研究结果相一

表2		相关变量的基本情况							
变量	总体	水稻		小麦			玉米		
		≤50	> 50	总体	≤50	> 50	总体	≤50	> 50
单产(公斤/亩)	534.22	532.78	536.01	443.07	453.15	403.61	526.98	520.85	538.89
播种面积(亩)	77.46	13.07	157.87	42.13	9.07	171.44	57.82	11.51	147.80
家庭规模(人)	3.86	4.05	3.63	4.01	4.12	3.6	3.87	3.99	3.65
成人比例	0.73	0.71	0.75	0.69	0.68	0.76	0.71	0.70	0.73
老人儿童比例	0.19	0.21	0.17	0.21	0.23	0.16	0.2	0.21	0.19
户主年龄(岁)	47.83	48.40	47.13	48.77	48.97	47.98	47.83	48.45	46.64
户主教育(年)	9.31	9.29	9.36	9.62	9.55	9.93	9.37	9.41	9.31
家庭农场(0/1)	0.06	0.05	0.06	0.06	0.04	0.11	0.04	0.04	0.03
农业保险(0/1)	0.66	0.71	0.60	0.76	0.74	0.82	0.64	0.68	0.57
种植比例	0.71	0.56	0.90	0.75	0.72	0.86	0.71	0.63	0.85
转入土地比例	0.46	0.27	0.70	0.28	0.16	0.76	0.33	0.19	0.61
灌溉面积比例				0.82	0.82	0.86	0.51	0.62	0.31
地价(元/亩)	441.46	402.99	489.51	510.82	519.59	476.52	427.54	463.01	358.62
户主耕作时间	0.18	0.29	0.03	0.3	0.37	0.03	0.22	0.32	0.03
雇工(人/亩)	0.03	0.04	0.01	0.03	0.03	0.02	0.03	0.05	0.01
化肥(千克/亩)	48.42	48.97	47.74	52.41	52.66	51.44	49.61	50.65	47.59
农家肥(0/1)	0.23	0.34	0.10	0.38	0.43	0.18	0.35	0.43	0.20
农药施用数(次)	3.14	3.07	3.22	2.49	2.45	2.64	1.97	2.01	1.89
是否机耕(0/1)	0.90	0.84	0.98	0.97	0.96	0.98	0.79	0.71	0.94
是否机播(0/1)	0.45	0.28	0.67	0.83	0.84	0.81	0.78	0.70	0.94
是否机收(0/1)	0.84	0.74	0.96	0.95	0.94	0.99	0.72	0.61	0.93
样本数量	5741	3188	2553	7319	5829	1490	14511	9580	4931

数据来源:第三次全国农业普查1%规模农户数据。

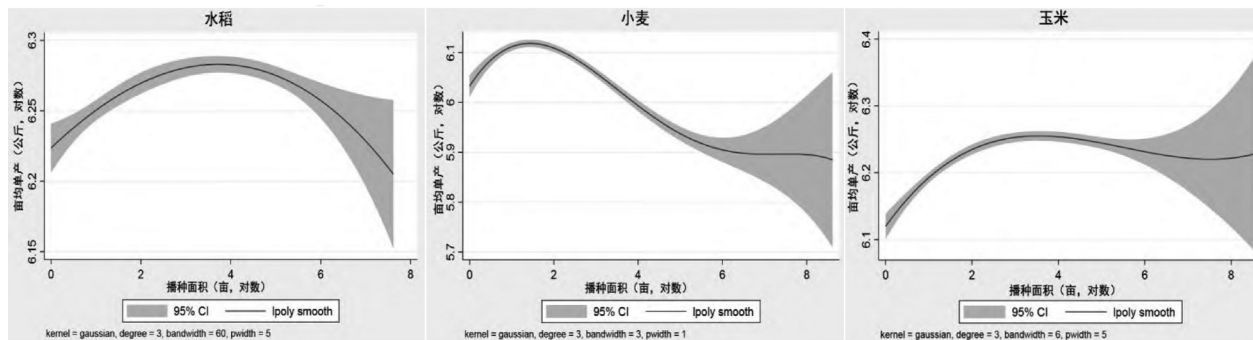


图1 非参数估计的播种面积—单产表现关系

致。本文的研究结果表明,恰亚诺夫(1996)、森(1962)基于调查数据观察到的农户规模—生产率表现反向关系在我们的农户样本中已经消失,代之以土地生产率在一定规模区间内随着经营规模的扩大而逐步提高。然而,未施加任何控制变量估计的播种面积—单产表现关系结果,包含了地区之间的气候、土地质量、与农户关联的时变和非时变因素等对单产水平的影响。大小农户粮食单产是否存在差异以及呈现怎样的差异,需要采用控制了所有非要素变量的计量模型结果进一步加以验证。

五、农户规模—生产率关系的实证结果

(一)农户的规模—生产率关系

表3~表5分别报告了水稻、小麦、玉米单产与播种面积关系的回归结果。第1栏为未施加任何控制变量的回归结果,第(2)~(4)栏为逐次添加了县级固定效应、非要素变量(即家庭人口特征变量、生产经营特征变量和土地质量变量)和要素变量的回归结果,第(5)~(6)栏为施加了县级固定效应及非要素变量和施加了所有控制变量的50亩以内样本的回归结果。50亩以内样本的回归结果主要是为了验证已有研究发现的规模—生产率反向关系。为了准确地反映单产与播种面积关系呈线性关系抑或非线性关系,我们通过增减播种面积平方项方式,观察播种面积系数显著性程度的变化,以此确定了具体的播种面积—单产关系类型^⑩。为了进一步验证农户的规模—生产率非线性关系是否为倒U型关系,我们对所有的非线性关系进行了倒U型关系检验(U-test)。

表3~表5第(1)栏展示的回归结果,实际上反映了粮食作物单产与播种面积之间的表现关系。回归

结果显示,水稻、小麦、玉米单产均随着播种面积扩大而呈现先上升后下降的趋势,其单产与播种面积关系表现为拐点分别为38.8亩、2.4亩、46.6亩的显著倒U型关系,佐证了采用非参数方法估计的播种面积—单产表现关系结果(图1)。当施加了县级固定效应后,水稻单产与播种面积关系依然为显著的倒U型关系,小麦单产与播种面积关系由倒U型关系变为显著的反向关系,玉米单产与播种面积关系变为较微弱的倒U型关系(表3~表5第(2)栏)。当继续添加非要素变量后,水稻单产与播种面积关系由倒U型关系变为显著的反向关系,小麦单产与播种面积关系由反向关系变为显著的倒U型关系,玉米单产与播种面积关系由较微弱的倒U型关系变为显著的倒U型关系(表3~表5第(3)栏)。盛等(2019)发现,施加了户级固定效应(或户级固定效应和其他控制变量)后,其玉米单产与播种面积倒U型表现关系变为U型关系,意味着其玉米单产与播种面积倒U型表现关系结果源于农户的非时变因素影响。本文结果表明,如果说水稻单产与播种面积倒U型表现关系中的单产上升区间源于农户的时变因素影响,那么小麦和玉米单产与播种面积倒U型表现关系中的单产上升区间则反映了过小规模农户已经失去生产率优势的现实。

按照已有文献的通常做法,单产模型(函数式(5))中的播种面积系数估值表征农户的规模—生产率关系。水稻样本总体的播种面积系数估值结果显示,水稻单产与播种面积呈差异幅度较小的显著反向关系(表3第(3)栏)。小麦样本总体和玉米样本总体的播种面积系数估值和U-test结果显示,小麦和玉米

表3 水稻单产与播种面积关系的回归结果

	全部样本				≤50 亩	
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
播种面积(ln)	0.0333*** (0.00498)	0.0118* (0.00696)	-0.00602** (0.00282)	-0.0093** (0.00408)	-0.000327 (0.00549)	-0.00279 (0.00549)
播种面积平方(ln)	-0.00455*** (0.000776)	-0.00201** (0.000986)				
家庭规模(ln)			0.0069 (0.00516)	0.00631 (0.00517)	-0.00196 (0.00915)	-0.00235 (0.00916)
成人比例			0.0207 (0.0148)	0.0208 (0.0149)	0.0464* (0.0244)	0.0477** (0.0242)
户主教育年限(ln)			0.00433 (0.00606)	0.00414 (0.00608)	0.00748 (0.00876)	0.00649 (0.0089)
是否参加农业保险			0.0143** (0.00698)	0.0126* (0.00704)	0.0226** (0.0101)	0.0211** (0.0102)
水稻面积比例			0.0223** (0.0101)	0.0271** (0.0124)	0.024* (0.0129)	0.0263* (0.0157)
转入土地比例			0.0169** (0.00849)	0.0154* (0.00837)	0.0120 (0.0123)	0.0130 (0.0126)
土地价格(ln)			0.00626 (0.00681)	0.00575 (0.00653)	-0.000574 (0.00815)	-0.000929 (0.00795)
种植业时间(ln)				0.000384 (0.00379)		-0.00105 (0.00548)
户主雇佣劳动(ln)				0.000143 (0.00371)		-0.00262 (0.00467)
亩均化肥(ln)				0.0473*** (0.0108)		0.0358*** (0.0125)
是否施用农家肥				-0.00194 (0.00699)		-0.00216 (0.00799)
农药使用次数(ln)				0.00492 (0.0049)		0.00772 (0.00654)
是否机耕				0.00101 (0.0113)		-0.00625 (0.0139)
是否机播				-0.000553 (0.00732)		0.00822 (0.0108)
是否机收				0.0148 (0.0105)		0.0267** (0.0132)
县固定效应	否	是	是	是	是	是
常数项	6.222*** (0.00709)	6.488*** (0.0135)	6.404*** (0.0566)	6.192*** (0.0768)	6.359*** (0.071)	6.189*** (0.0879)
Adj.R ²	0.010	0.389	0.391	0.398	0.463	0.470
样本量	5741	5741	5741	5741	3188	3188
U-test(p 值)	0.00351	0.0346				
升降拐点(亩)	38.8	18.8				

注:(1)未展示老人儿童比例、户主年龄和是否官方认定的家庭农场等3个变量的系数估值,这3个变量在水稻、小麦、玉米模型中的系数均不显著。(2)U-test的原假设和备择假设分别为线型(或U型)和倒U型关系。标准误聚类到县级。*、**、***分别表示10%、5%、1%统计显著水平。

的单产与播种面积关系呈拐点分别为 10.3 亩、15.3 亩的显著倒 U 型关系(表 4 和表 5 第(3)栏)。不同于样本总体的回归结果,50 亩以内样本的单产模型结果显示,水稻、小麦、玉米的播种面积系数均不显著(表 3 ~ 表 5 第(5)栏),表明小农户的水稻、小麦、玉米单产与播种面积没有任何显著的负向或正向关系。因此,

水稻单产与播种面积的反向关系、小麦和玉米单产与播种面积的倒 U 型关系主要源于大小农户总体之间的差异。需要指出的是,即使按照控制了所有变量的生产函数模型结果(函数式(6)),样本总体和 50 亩以内样本的水稻、小麦和玉米单产与播种面积关系依然没有发生改变。大小农户的生产率存在怎样

表 4 小麦单产与播种面积关系的回归结果						
变量	全部样本				≤50 亩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
播种面积(ln)	0.0151** (0.00706)	-0.00473** (0.00214)	0.0112 (0.00748)	0.0132* (0.00793)	0.00172 (0.0048)	-0.000152 (0.00477)
播种面积平方(ln)	-0.00872*** (0.00118)		-0.0024** (0.00115)	-0.00233** (0.00115)		
家庭规模(ln)			0.00541 (0.00646)	0.00644 (0.00638)	0.00257 (0.00734)	0.00295 (0.00726)
成人比例			0.0191 (0.017)	0.0148 (0.0168)	0.0202 (0.0195)	0.0146 (0.0193)
户主教育年限(ln)			0.00838 (0.0066)	0.00679 (0.0066)	0.0151** (0.00745)	0.0139* (0.00743)
是否参加农业保险			0.0102 (0.00711)	0.00969 (0.00714)	0.00397 (0.00837)	0.00325 (0.00849)
小麦面积比例			-0.0095 (0.0013)	-0.0205 (0.0153)	-0.00464 (0.0152)	-0.00546 (0.0149)
转入土地比例			-0.0135 (0.00994)	-0.0108 (0.00986)	-0.0148 (0.0128)	-0.0115 (0.0128)
土地价格(ln)			0.0134* (0.0069)	0.0126* (0.00671)	0.00854 (0.00822)	0.00822 (0.00814)
灌溉面积比例			0.104*** (0.0139)	0.0960*** (0.0133)	0.112*** (0.0149)	0.103*** (0.0143)
户主种植业时间(ln)				0.00533 (0.00431)		0.00255 (0.00493)
雇佣劳动(ln)				-0.0048 (0.00339)		-0.00366 (0.0037)
亩均化肥(ln)				0.0514*** (0.0109)		0.0521*** (0.0121)
是否施用农家肥				0.0032 (0.00541)		0.00718 (0.00594)
农药使用次数(ln)				0.0117** (0.00564)		0.0143** (0.00649)
是否机耕				-0.000701 (0.0212)		0.00776 (0.0248)
是否机播				0.0387*** (0.0138)		0.041** (0.018)
是否机收				0.0143 (0.0254)		0.0153 (0.0273)
县固定效应	否	是	是	是	是	是
常数项	6.097*** (0.00864)	5.873*** (0.0119)	5.659*** (0.0548)	5.459*** (0.074)	5.785*** (0.0607)	5.528*** (0.0812)
Adj.R ²	0.053	0.567	0.579	0.585	0.560	0.569
样本量	7319	7319	7319	7319	5829	5829
U-test(p 值)	0.00754		0.0668	0.0344		
升降拐点(亩)	2.4		10.3	17.0		

注:同表 3。

的差异?采用单产模型的系数估值和非要素变量均值取得的水稻、小麦、玉米单产对数(即 $\ln(y)$)预测结果显示,50亩以内的农户生产率整体上稍高于50亩以上的农户生产率^⑩。

为了更全面地了解农户的单产与播种面积关系,我们按照各省样本量和粮食作物播种面积确定了相应的粮食作物主产区域,进而分区域对水稻、小麦、玉米的单产与播种面积关系进行了回归分析(见《管理世界》网络发行版附录表A1)。采用区域样本总体的单产模型结果显示,南方水稻主产省(江苏省、安徽省、湖北省)的水稻单产与播种面积呈显著的倒U型关系,东北水稻主产省(黑龙江省、吉林省、辽宁省、内蒙古自治区)的水稻单产与播种面积呈显著的反向关系,“其他”地区的水稻单产与播种面积没有表现出任何显著的关系;华北小麦主产省(河北省、山东省、河南省)的小麦单产与播种面积表现为微弱的倒U型关系,南方小麦主产省(江苏省、安徽省、湖北省)的小麦单产与播种面积呈显著的反向关系,“其他”地区的小麦单产与播种面积则没有呈现出任何显著的关系;东北玉米主产省(黑龙江省、吉林省、辽宁省、内蒙古自治区)的玉米单产与播种面积呈显著的倒U型关系,华北玉米主产省(河北省、山东省、河南省)的玉米单产与播种面积没有表现出任何显著的关系,“其他”地区的玉米单产与播种面积呈显著的倒U型关系。采用50亩以内区域样本的单产模型结果显示,绝大多数50亩以内样本的规模—生产率没有表现出任何显著的关系。因此,尽管水稻样本总体的单产与播种面积关系不同于小麦样本总体和玉米样本总体的单产与播种面积关系,但其最重要产区(南方水稻主产省)的单产与播种面积关系同样为显著的倒U型关系。本文结果表明,中国农户的规模—生产率关系已经走向或正在走向倒U型关系,过小规模农户已经或正在失去其原有的生产率优势。

本文研究结果与已有的采用含有大小农户样本数据的研究结果不完全一致。辛奇(2006)、福斯特和罗森茨魏希(2017)、穆扬加和杰恩(2019)、盛等(2019)发现,农户的土地生产率与经营规模呈显著的U型关系。农户规模—生产率关系不仅与农户的经营规

模区间相关联,而且也受到农户经营规模分布变化的影响。赞比亚、肯尼亚、印度以及其他许多发展中国家为土地私有制国家,其大小农户一直共存于一个经济体内,同时其农户经营规模分布变化较小。这些国家的小农户受制于要素市场特别是劳动市场约束,会通过较高强度的劳动投入或较高度度的管理细度换取较高的单位面积土地产出,进而导致其规模—生产率关系呈反向关系。相反,这些国家的大农户会利用机械技术采用的规模经济优势,取得了较高的单位面积土地产出,从而使其规模—生产率关系在一个规模区间内表现为正向关系。因此,对于大小农户一直并存且经营规模分布变动较小的土地私有制国家,基于小农户样本数据发现的规模—生产率关系会表现为反向关系,基于含有大小农户样本数据发现的规模—生产率关系则会呈现为U型关系。

不同于绝大多数发展中国家,中国农村土地所有制为村集体所有制,农户按照人人均等的原则承包经营村集体所有的土地。随着农户经营规模和经营规模分布发生变化,生产率较高的农户成长为中、大规模农户,生产率较低的农户变为小农户,小农户的管理细度明显低于对应的大农户。当大农户技术采用和要素选择没有抵消土地经营规模扩大带来的边际产出损失,大农户技术进步内涵将慢于规模外延扩张,农户的规模—生产率关系自然会表现出先上升再下降的倒U型关系,即本文发现的小麦样本总体和玉米样本总体的规模—生产率倒U型关系,以及南方水稻主产省的规模—生产率倒U型关系。然而,同一种植区域内的不同作物的收益不同,小农户对收益较高的作物的管理细度会高于收益较低的作物,从而导致同一种植区域内的不同作物的规模—生产率关系不完全相同。水稻是东北地区亩均收益最高的粮食作物,水稻种植小户对水稻的管理细度高于其他兼种的粮食作物(如玉米和(或)大豆),大小水稻种植户的管理细度不像玉米那样存在明显差异。当水稻种植大户的技术进步内涵慢于规模外延扩张,水稻的规模—生产率关系就会呈现出差异程度较小的反向关系。由于东北地区的水稻样本占全部水稻样本比重接近40%,其规模—生产率关系左

右了水稻样本总体的规模—生产率关系,进而带来了水稻样本总体的规模—生产率反向关系。

为什么本文的玉米单产与播种面积关系与盛等(2019)的研究发现不一致?盛等(2019)利用2003年、2008年、2013年黑龙江省、吉林省、辽宁省、河北省、山东省、河南省的574户含有大小农户的追踪样本数

据,采用固定效应模型估计了玉米的单产与播种面积关系。不同于一般小农户,中、大规模农户的土地主要来自土地租赁市场,短期契约以及各种突发事件(如灾害、市场价格)会导致其土地规模经常发生变动,2003年的大农户在2013年可能变为小农户,同样,2003年的小农户在2013年可能变为大农户,

表5 玉米单产与播种面积关系的回归结果

变量	全部样本				≤50亩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
播种面积(ln)	0.0647*** (0.00612)	0.0108* (0.00635)	0.0107† (0.00656)	0.00578 (0.00687)	0.00475 (0.00417)	0.00245 (0.00414)
播种面积平方(ln)	-0.00843*** (0.00103)	-0.00154 (0.00105)	-0.00196* (0.00107)	-0.00209** (0.00106)		
家庭规模(ln)			0.0151** (0.00603)	0.0138** (0.00596)	0.015** (0.00741)	0.0151** (0.0074)
成人比例			0.0254* (0.0138)	0.0247* (0.0135)	0.0135 (0.0173)	0.0138 (0.0169)
户主教育年限(ln)			0.0132** (0.00597)	0.011* (0.00581)	0.0166** (0.0073)	0.0144** (0.00715)
是否参加农业保险			0.0127** (0.00648)	0.0108* (0.0064)	0.0172** (0.00698)	0.0148** (0.00704)
玉米面积比例			0.0323** (0.0128)	0.0314** (0.0132)	0.0143 (0.0153)	0.00719 (0.0145)
转入土地比例			0.0207** (0.0102)	0.0168* (0.00982)	0.00444 (0.0122)	0.00316 (0.0118)
土地价格(ln)			0.0323*** (0.00717)	0.0289*** (0.0067)	0.0141* (0.0076)	0.0132* (0.00719)
灌溉面积比例			0.108*** (0.0197)	0.0966*** (0.0188)	0.0853*** (0.013)	0.0734*** (0.012)
户主种植业时间(ln)					-0.00396 (0.00366)	-0.00486 (0.00451)
雇佣劳动(ln)					-0.00151 (0.0034)	-0.00137 (0.00358)
亩均化肥(ln)					0.109*** (0.0115)	0.102*** (0.0127)
是否施用农家肥					0.00759 (0.00532)	0.0094 (0.00602)
农药施用次数(ln)					0.00468 (0.00301)	0.00765** (0.0032)
是否机耕					-0.000598 (0.00831)	0.00115 (0.0091)
是否机播					0.00518 (0.0116)	0.014 (0.0133)
是否机收					0.0374*** (0.00866)	0.0331*** (0.00937)
县固定效应	否	是	是	是	是	是
常数项	6.134*** (0.00727)	5.934*** (0.00827)	5.551*** (0.0664)	5.242*** (0.0805)	5.756*** (0.0609)	5.490*** (0.0806)
Adj. R ²	0.012	0.473	0.488	0.500	0.480	0.493
样本量	14511	14511	14511	14511	9580	9580
U-test(p 值)	0.00562	0.103	0.052	0.081		
升降拐点(亩)	46.6	33.3	15.3	4.0		

注:“†”表示10.5%统计显著水平。其他同表3。

从而造成同一户的土地规模和来源构成在不同年度间不同。如果现实情况确实如此,那么盛等(2019)采用的平衡面板固定效应模型不仅会控制不住农户的土地质量差异,而且可能会导致估计结果出现偏误。如果现实情况不是如此,那么盛等(2019)的估计结果更多地反映了2003年、2008年、2013年年的平均结果,可能未捕捉到2010年以来农户规模—生产率关系的变化^⑩。因此,本文采用的施加了土地质量指标的OLS-FE回归模型估计的农户规模—生产率关系会更为准确。

本文基于50亩以内样本的研究结果与已有的研究结果也不完全一致。依据小于50亩的小农户样本数据,绝大多数国内研究结果显示,农户的土地生产率与经营规模呈显著的反向关系。除了囿于数据时效性而没有及时捕捉到农户规模—生产率关系的变化外,国内有关农户规模—生产率呈反向关系的研究结论,可能与采用的农户样本规模区间过于狭窄有关。绝大多数已有国内研究采用的样本基本为小于30亩的农户,例如,农业农村部固定观察点数据显示,2010~2011年,粮食种植面积小于10亩的农户约为69.9%,10~30亩的农户约为25.5%(程等,2019);2003~2017年,小麦种植面积小于5亩的农户占64.6%,5~10亩的农户占28.4%,10~30亩的农户占6.7%(炎天尧,2021)。本文50亩以内样本既包含了大量的30亩以内样本也包含了较大比重的30~50亩样本(见表1)。因此,样本的规模区间不同不仅导致已有国内研究结果与本文的样本总体结果不一致,而且也与本文的50亩以内样本的研究发现不一致。本文研究结果表明,在一个土地经营规模区间宽泛的样本基础上探究中国农户的规模—生产率关系会具有更重要的政策意义。

(二)稳健性检验

本文的“小农户”或者是种植了小面积粮食作物的粮食规模种植户,或者是在自家承包地上种植了小面积粮食作物的设施农业、畜牧业、林业、渔业和农业服务业规模农户。这样的“小农户”可能不同于通常意义上的“半耕半工”小农户,一般情况下前者对作物的管理细度可能会低于后者,但在农户经营规模发生变动时期失去生产率优势的可能性也会低

于后者。如果真实情况确实如此,那么本文的研究结论可能会不具有广泛的适用性。另外,比较大小农户土地生产率优劣必须控制农户间的土地质量差异,为此,我们统一施加了县级固定效应、转入地比例、灌溉面积比例以及土地价格(即村级租地价格)。然而,由于数据限制,土地价格不完全是村庄平均地价,对于那些村庄中或乡镇中仅有一户样本且没有租地记录的情况,我们采用乡镇或县级平均地价来代理;同时本文的固定效应设定为县级固定效应而非村庄固定效应。因此,本文的模型设定可能会没有完全控制住农户之间的土地质量差异,进而导致本文的研究结论存在偏误。为此,我们采用国家统计局黑龙江调查总队采集的2016年农村住户调查数据,对上述两个问题加以检验。国家统计局住户调查样本是按照多阶段随机抽样方法选取的,即以省为总体,抽取样本县、调查小区(村庄)、样本户。抽中的样本户通过记账方式收集居民家庭的收入支出信息。由于一般每个样本村庄包含5~10户样本户,因此,施加村庄固定效应的回归模型可以较好地控制样本户的土地质量;同时,村庄平均租地价格也能够较好地反映村庄之间土地质量的差异(本杰明、博兰特,2002)^⑪。黑龙江省农村住户样本包含了大量的水稻和玉米种植大户,50~350亩的水稻种植户占全部水稻种植户比重、50~360亩的玉米种植户占全部玉米种植户比重均约为35%。虽然黑龙江省农村住户样本的样本量、规模区间以及规模分布不完全等同于黑龙江省的普查样本,但两者有一定的可比性,从而为验证本文的研究结论提供了间接证据。

按照式(5)和式(6),我们基于黑龙江省普查样本和住户样本,对水稻和玉米的单产模型和生产函数模型分别进行了回归。基于普查样本总体的单产模型和生产函数模型结果显示(表6中a部分的第(1)、(2)栏),水稻单产与播种面积均呈显著的反向关系,面积—单产弹性分别为-0.0175和-0.0181。采用住户样本总体的单产模型和生产函数模型结果显示(表6中b部分的第(1)、(2)栏)^⑫,水稻单产与播种面积呈拐点分别为10.8亩和11.3亩的显著倒U型关系,面积—单产弹性分别为-0.0358和-0.0329。基于50亩以内普查和住户样本的单产和生产函数模型结果

表 6	稳健性检验结果(黑龙江省水稻)			
	全部样本		≤50 亩	
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
a. 普查样本				
播种面积(ln)	-0.0175** (0.00689)	-0.0181** (0.00886)	-0.0129 (0.016)	-0.0147 (0.017)
要素变量	否	是	否	是
Adj.R ²	0.196	0.222	0.203	0.220
样本量	1742	1742	465	465
b. 住户样本:村庄固定效应				
播种面积(ln)	0.0548* (0.0288)	0.0519* (0.0273)	0.0125 (0.0148)	0.013 (0.0151)
播种面积平方(ln)	-0.0115** (0.00446)	-0.0107** (0.00425)		
要素变量	否	是	否	是
Adj.R ²	0.602	0.612	0.554	0.571
样本量	454	454	291	291
面积—单产弹性	-0.0358*** (0.0113)	-0.0329*** (0.0113)		
升降拐点(亩)	10.8	11.3		
c. 住户样本:县级固定效应				
播种面积(ln)	0.0714* (0.036)	0.0678* (0.0339)	0.0187 (0.0158)	0.087* (0.047)
播种面积平方(ln)	-0.0121** (0.00512)	-0.0107** (0.0045)		-0.0141 (0.00856)
要素变量	否	是	否	是
Adj.R ²	0.296	0.333	0.259	0.364
样本量	454	454	291	291
面积—单产弹性	-0.0243** (0.0102)	-0.0164 (0.0121)		0.0033 (0.016)
升降拐点(亩)	19.1	23.8		21.9

注:(1)所有模型均施加了非要素变量和固定效应。(2)U-test结果表明所有的非线性关系均为显著的倒U型关系。标准误或聚类到村庄或聚类到县。面积—单产弹性标准误是采用delta公式计算的。*、**、***分别表示10%、5%、1%统计显著水平。

显示,水稻单产与播种面积均没有表现出任何显著的关系(表6中a、b部分的第(3)、(4)栏)。因此,尽管50亩以内样本反映的规模—生产率关系基本一致,但样本总体揭示的规模—生产率关系不完全一致。

施加县级固定效应而非村庄固定效应是否导致研究结果出现偏误?住户样本总体结果显示,村庄固定效应模型和县级固定效应模型估计的面积—单产弹性和升降拐点不同,但两者反映的播种面积—单产关系均为显著的倒U型关系(表6中b、c部分的第

(1)、(2)栏)。50亩以内住户样本的模型结果显示(表6中b、c部分的第(3)、(4)栏),采用村庄固定效应和县级固定效应单产模型估计的播种面积系数估值均不显著;采用村庄固定效应生产函数模型估计的播种面积系数估值不显著,采用县级固定效应生产函数模型估计的播种面积—单产关系呈较微弱的倒U型关系,但两者的面积—单产弹性都为正值且统计上不显著。总体上看,采用县级固定效应模型会影响水稻单产与播种面积关系结果的准确度,但不影响基

本的研究结论。

基于普查和住户样本总体的单产模型和生产函数模型结果显示(表7中a、b部分的第(1)、(2)栏),玉米单产与播种面积均表现为显著的倒U型关系,同时面积—单产弹性相近;两者不同之处主要体现在升降拐点,前者的升降拐点分别为50.1亩和21.7亩,后者的升降拐点分别为28.1亩和27.7亩。基于50亩以内普查样本的单产和生产函数模型结果显示,玉米单产与播种面积均没有表现出任何显著的关系;基于50亩以内住户样本的单产和生产函数模型结果显示,玉米单产与播种面积均呈显著的倒U型关系(表7中a、b部分的第(3)、(4)栏)。因此,虽然50亩以内样

本反映的规模—生产率关系存在着差异,但样本总体揭示的规模—生产率关系基本一致。

采用住户样本总体和50亩以内住户样本的回归结果显示,虽然村庄固定效应模型和县级固定效应模型估计的玉米播种面积一次项、二次项系数的显著性程度存在着差异,但播种面积系数估值反映的播种面积—单产关系均为显著的倒U型关系(表7中b、c部分的第(1)~第(4)栏)。无论是样本总体还是50亩以内样本,采用村庄固定效应模型估计的面积—单产弹性绝对值都稍小于采用县级固定效应模型估计的弹性估值;采用村庄固定效应模型估计的升降拐点均稍大于采用县级固定效应模型估计的拐点。

表7 稳健性检验结果(黑龙江省玉米)

变量	全部样本		≤50亩	
	(1)	(2)	(3)	(4)
a. 普查样本				
播种面积(ln)	0.0465** (0.022)	0.0328† (0.0199)	0.0172 (0.0105)	0.0129 (0.0101)
播种面积平方(ln)	-0.00594** (0.00267)	-0.00533** (0.00244)		
要素变量	否	是	否	是
Adj.R ²	0.524	0.534	0.491	0.506
样本量	3607	3607	1102	1102
面积—单产弹性	-0.0101 (0.0932)	-0.0182* (0.0104)		
升降拐点(亩)	50.1	21.7		
b. 住户样本:村庄固定效应				
播种面积(ln)	0.0814** (0.0334)	0.0797** (0.0343)	0.0862* (0.0441)	0.079* (0.0455)
播种面积平方(ln)	-0.0122** (0.00468)	-0.0120** (0.00479)	-0.0143* (0.00817)	-0.0137† (0.00836)
要素变量	否	是	否	是
Adj.R ²	0.808	0.808	0.810	0.812
样本量	1275	1275	827	827
面积—单产弹性	-0.0144 (0.00902)	-0.015* (0.00892)	-0.00419 (0.0128)	-0.00708 (0.0124)
升降拐点(亩)	28.1	27.7	20.7	17.9
c. 住户样本:县级固定效应				
播种面积(ln)	0.137*** (0.0429)	0.124** (0.0472)	0.139*** (0.0461)	0.101* (0.0494)
面积平方(ln)	-0.0234*** (0.00701)	-0.0218*** (0.00754)	-0.0236** (0.00851)	-0.0176** (0.00842)
要素变量	否	是	否	是
Adj.R ²	0.467	0.473	0.463	0.477
样本量	1275	1275	827	827
面积—单产弹性	-0.047** (0.0218)	-0.0478** (0.0209)	-0.00952 (0.0216)	-0.00934 (0.0185)
升降拐点(亩)	18.7	17.2	19	17.6

注:U-test结果表明所有非线性关系均为显著的倒U型关系。“†”表示10.5%统计显著水平。其他与表6相同。

因此,采用县级固定效应模型估计的玉米单产与播种面积关系结果准确度低于村庄固定效应模型,但两者的研究结论基本一致。

概括起来,采用样本总体估计的水稻播种面积—单产关系不一致,但玉米播种面积—单产关系基本一致;采用50亩以内样本估计的水稻播种面积—单产关系基本一致,但玉米的播种面积—单产关系不一致。由于普查样本与住户样本存在着样本数量、规模区间以及规模分布方面的差异,因此,播种面积—单产关系结果差异既可能源于两个样本的差异,也可能源于两个样本中的不同类型小农户的行为差异。综合起来看,普查样本中的小农户(即规模农户中的小农户)与住户样本中的小农户(即普通小农户)存在着差异,但这种差异没有否定本文的水稻和玉米的规模—生产率关系结果同样适用于普通小农户的基本结论。县级固定效应模型结果的准确度低于村庄固定效应模型结果,但两者反映的水稻和玉米的规模—生产率关系没有质性差异。

六、技术采用和要素选择对农户规模—生产率关系变化的影响

我们首先了解农户的技术采用和要素选择是如何随着经营规模的扩大而发生变化的。表8报告了采用农户数据估计的未施加任何控制变量的亩均要素投入量与播种面积关系的回归结果,其反映了亩均要素投入量与土地经营规模的相关关系。户主亩均从事种植业时间和从事种植业30天以上的亩均雇工人数与播种面积均呈显著的负向关系(表8第(1)、(2)栏)。虽然囿于普查指标设置而导致劳动投入指

标不能完美地表征劳动投入对农业产出的贡献,但其基本反映了亩均劳动投入随着经营规模扩大而下降的态势。水稻、小麦、玉米的亩均化肥施用量和农家肥采用率均随着播种面积的扩大而呈下降趋势,其中,农家肥采用率的下降幅度明显大于亩均化肥施用量的下降幅度(见表2)。与化肥施用量和农家肥采用率不完全相同,水稻、小麦的农药喷洒次数随着播种面积的扩大而微弱上升,但玉米农药喷洒次数则随着播种面积扩大而微弱下降(表8第(5)栏)。水稻和玉米的机耕、机播、机收采用率以及小麦的机耕、机收采用率均与播种面积呈显著的正向关系,但小麦的机播采用率与播种面积呈差异幅度较小的显著负向关系(表8第(6)~(8)栏)。样本数据显示,来自上海市、浙江省、安徽省、江西省、湖北省、湖南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省等省份的小麦种植户,其机播采用率为3.4%~74.9%,显著低于样本总体的采用率均值(83%)。由于这些省份的大户样本占大户样本总体比重(26.8%)显著高于其小户样本占小户样本总体比重(17.1%),同时各样本省内大小户的小麦机播采用率差异较小,因此出现了大户总体的小麦机播采用率稍低于小户总体的情况。但从同一省份来看,大户的机播采用率高于其小户的机播采用率,因此,小麦机播采用率结果与农户机械技术采用率随着规模扩大而上升的趋势不冲突。概括起来,大农户的单位面积劳动投入、化肥用量、农家肥使用率较低;相反,其机械技术采用率则明显高于小农户。上述结果与福斯特和罗森茨魏希(2010)有关印度农户和盛等(2019)关于中国东北和华北地

表8		要素投入量与播种面积的关系						
	户主耕作时间	雇工人数	化肥用量	是否用农家肥	农药喷洒次数	是否机耕	是否机播	是否机收
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
水稻面积	-0.759*** (0.0142)	-0.044** (0.0161)	-0.261 (0.3230)	-0.552*** (0.0349)	0.049* (0.0284)	0.737*** (0.0525)	0.636*** (0.0514)	0.738*** (0.1220)
小麦面积	-0.791*** (0.0103)	-0.0253* (0.0137)	-0.439* (0.2510)	-0.352*** (0.0335)	0.0552*** (0.0178)	0.427*** (0.0768)	-0.0958** (0.0467)	0.682*** (0.0730)
玉米面积	-0.761*** (0.0193)	-0.021** (0.0104)	-0.978*** (0.2450)	-0.322*** (0.0294)	-0.0458*** (0.0135)	0.577*** (0.0308)	0.574*** (0.0444)	0.573*** (0.0388)

注:(1)户主耕作时间、雇工人数、化肥用量等采用双对数线性模型,农药喷洒次数采用线性模型,其他要素采用logit模型。(2)所有模型均未施加控制变量。(3)水稻种植户样本量为5741,小麦种植户样本量为7319,玉米种植户样本量为14511。标准误均聚类到县。*、**、***分别表示10%、5%、1%统计显著水平。

区农户的研究结论相一致,表明农户随着土地经营规模的扩大而相应调整了自己的要素结构,主要通过机械替代劳动、减少单位面积劳动投入的策略来应对土地规模扩大带来的边际土地产出损失(盛等,2019)。

农户的技术采用和要素选择随着经营规模的扩大而发生了改变,其是否会以及如何对规模—生产率关系产生影响?表3~表5中第(3)、(4)栏中的播种面积系数估值,反映了逐次增加控制变量后的粮食作物单产与播种面积关系的变化状况。如果将所有投入要素视为一个整体,其系数设定为 β_2 ,那么单产模型中的播种面积系数 $\tilde{\beta}_1$ (第(3)栏)与生产函数模型中的播种面积系数 $\hat{\beta}_1$ (第(4)栏)的关系为 $\tilde{\beta}_1 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \hat{\rho}$,其中, $\hat{\rho}$ 表示全部投入要素与播种面积的相关系数。由于生产要素与单产呈正向关系(即 $\beta_2 > 0$), $\tilde{\beta}_1$ 与 $\hat{\beta}_1$ 的大小关系可以判断出 $\hat{\rho}$ 的正负数值。如果 $\hat{\rho}$ 为正值(即 $\hat{\beta}_1$ 绝对值变大或反向关系变强),则表明大农户的要素投入部分抵消了土地经营规模扩大带来的土地边际产出损失;如果 $\hat{\rho}$ 为负值(即 $\hat{\beta}_1$ 绝对值变小或反向关系变弱),则表明大农户的要素投入部分增大了土地经营规模扩大带来的土地边际产出损失。从表3~5中要素变量系数显著性程度可知,大多数变量系数估值统计上不显著。F检验结果没有否决劳动投入为零的原假设,但否决了非劳动投入要素为零的原假设(水稻、小麦、玉米的P值均小于0.002)。因此,本文的要素选择对规模—生产率关系变化的影响,实际上是非劳动投入要素选择对规模—生产率关系变化的影响。

表3和表5中的第(3)、(4)栏的结果显示,添加了非劳动要素变量,水稻单产与播种面积的反向关系强化了,玉米单产与播种面积倒U型关系的拐点后移了,说明机械替代劳动的技术选择弱化了水稻的反向关系、强化了玉米的倒U型关系。然而,添加了非劳动要素变量,小麦单产与播种面积的倒U型关系的拐点前移了,说明机械替代劳动的技术选择弱化了小麦的倒U型关系。为了更清晰地展示粮食作物单产与播种面积关系如何随着要素选择的变化而变化,我们基于表3~表5中的第(3)、(4)栏的播种面积系数估值和相应的截距项估值,拟合了水稻、小

麦、玉米单产与播种面积关系的变化曲线。相对于仅控制了非要素变量的单产与播种面积关系曲线(OLS-FE+X),控制了所有变量的水稻和玉米单产与播种面积关系曲线(OLS-FE+X+W)都下移了,控制了所有变量的小麦与播种面积的关系曲线则上移了(图2)。另外,相对于水稻单产与播种面积反向关系的变化幅度,玉米单产与播种面积倒U型关系的变化幅度更大。这一结果与机械技术采用率对单产的作用效果相关联,虽然水稻与玉米的机械技术采用

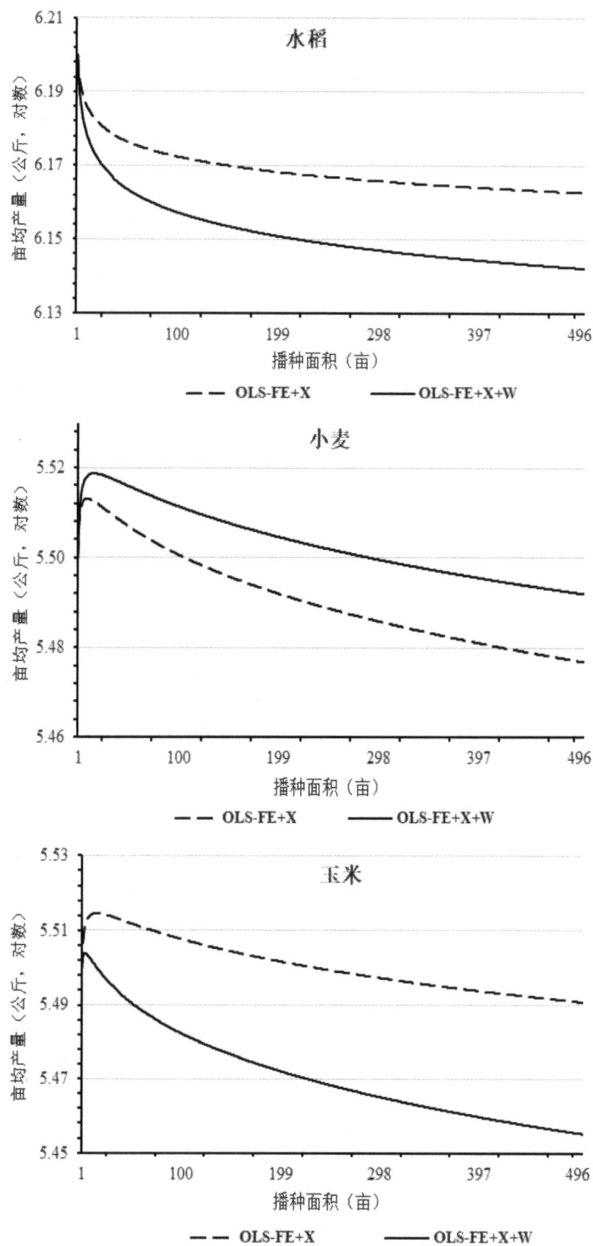


图2 拟合的水稻、小麦、玉米单产—播种面积关系

率相差不大,但机械技术采用率对玉米单产的提升效果更大(见表3和表5)。

本文的技术采用与要素选择对水稻和玉米的播种面积—单产关系变化的影响结果与盛等(2019)、穆扬加和杰恩(2019)的对应结果相一致,本文的技术采用与要素选择对小麦的播种面积—单产关系变化的影响结果与阿拉贡等(2022)、炎天尧(2021)的对应发现相一致。阿拉贡等(2022)、炎天尧(2021)采用规模区间狭窄的样本数据估计的规模—生产率反向关系变化结果显示,施加了非劳动要素变量的规模—生产率反向关系都弱化了,反映了非劳动要素投入强度对小农户反向关系形成的作用。为什么技术采用和要素选择对不同作物的规模—生产率关系变化产生了差异化影响?第一个原因可能与机械技术的采用率有关。图3的机械技术采用率曲线走向显示,相对于水稻和玉米的机械技术采用率,小麦的机械技术采用率整体水平较高,大小户机械技术采用率的差异幅度较小。具体地,10亩以内小麦种植户的机耕、机收采用率分别为96%和93%,稍稍低于10亩以上种植户的采用率均值;小麦的机播采用率随着播种面积的扩大而呈现较大幅度的波动,但整体上半在大小农户间差异极小^⑤。相反,水稻和玉米的机械技术采用率均随着播种面积的扩大而呈现先急剧上升再平缓的特征。由于小麦种植小户比重约为80%,明显大于水稻种植小户比重(约55%)和玉米种植小户比重(约66%),因此,大小农户的机械技术采用率差异导致了机械技术对不同作物的规模—生产率关系变化产生了差异化作用效果。

上述结果意味着机械技术对大小规模小麦种植户单产的提升作用相同,换句话说,机械技术采用的规模经济没有对小麦种植大户生产率发挥作用。这就涉及第二个可能原因—机械技术采用的规模经济的障碍因素。从中国现实情况看,土地细碎化可能是最主要的障碍因素。张成鹏(2022)发现,相对于未实施“一户一田”的小麦单产与播种面积反向关系,实施了“一户一田”的小麦单产与播种面积反向关系消失了。从本文采用的规模农户样本构成看,超过100亩的水稻、玉米种植户样本总体中,来自辽宁省、吉林省、黑龙江省、内蒙古自治区的样本分别

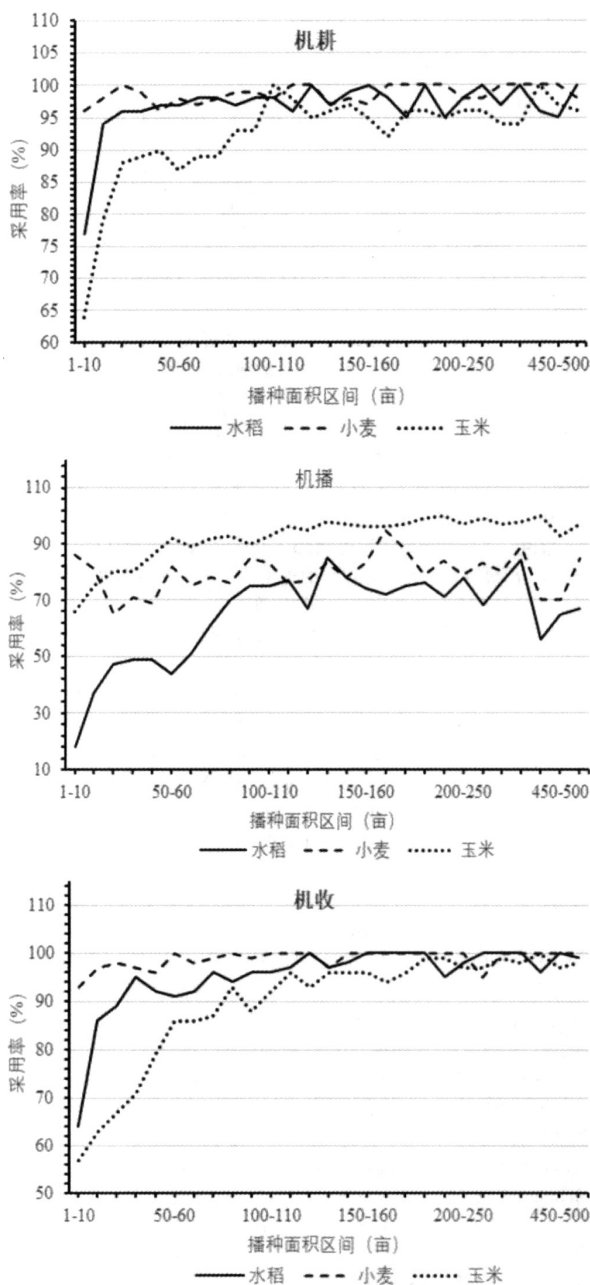


图3 水稻、小麦、玉米的机械技术采用率

占78%、91%;超过50亩的小麦种植户样本总体中,来自江苏省、安徽省、山东省、河南省4省的样本占64%。人地关系较为宽松的辽宁省、吉林省、黑龙江省、内蒙古自治区等4省(自治区)的大农户土地细碎化程度较低,而人地关系较为紧张的江苏省、安徽省、山东省、河南省4省的大农户土地细碎化程度较高,进而可能导致小麦种植大户的机械技术没有发挥应有的作用。因此,技术采用与要素选择对规

模—生产率关系变化的作用,不仅取决于机械技术的采用率,也依赖于土地的集中连片经营程度。当然,上述结论基于数据的推理分析,有必要就土地细碎化对规模—生产率关系影响问题进一步开展严谨地论证分析。

七、基本结论

采用含有大小农户的全国大样本数据开展农户的规模—生产率关系研究,不仅对于了解农业转型时期的农户规模—生产率关系有理论意义,而且对中国农业发展战略有特别重要的现实意义。本文采用2016年全国农业普查的1%规模农户数据,估计了粮食作物单产与播种面积的关系,探讨了技术采用和要素选择对播种面积—单产关系变化的影响。研究结果显示,水稻单产与播种面积呈差异幅度较小的显著反向关系,小麦和玉米单产与播种面积呈拐点分别为10亩和15亩的显著倒U型关系;50亩以内的农户生产率整体上稍高于50亩以上的农户生产率。本文发现,农户随着土地经营规模的扩大而相应调整了技术和要素投入,通过机械替代劳动,虽然没有强化小麦的倒U型关系,但明显强化了玉米的倒U型关系、减弱了水稻的反向关系。

对于大小农户一直并存且经营规模分布变动较小的土地私有制国家,其农户的规模—生产率关系有可能呈U型关系。然而,对于由小农户为经营者绝对主体逐渐变为大中小农户并存的中国,农户规模变动的自选择机制弱化了小农户的生产率优势,大农户的技术进步内涵慢于规模外延扩张导致其要素选择不能抵消规模扩大带来的边际产出损失,其农户的规模—生产率关系呈倒U型关系而不可能呈U型关系。本文的研究结论表明,中国农户的规模—生产率关系已经走向或正在走向倒U型关系,过大或过小的土地经营规模都不利于生产率的提升。可以预见,随着中国社会经济的进一步发展,水稻单产与播种面积关系将会呈现为倒U型关系,小麦和玉米单产与播种面积关系将会表现为拐点进一步前移的倒U型关系。党的二十大重申的发展农业适度规模经营战略,既符合中国人多地少的基本国情,也有助于国家粮食安全的保障和农业的可持续发展。

本文研究结论还表明,如果将种植规模低于50亩的农户定义为小农户,那么作为农业经营主体的小农户整体依然没有表现出生产率劣势。目前中国正处于农业转型时期,随着大量农村劳动力外移,农业劳动力呈现老龄化和妇女化趋势,个别地区甚至出现了土地撂荒的现象。但就全国范围来看,中国农村还有一定数量的劳动力处于隐形失业状态,农业经营收入依然是许多农村居民家庭收入的重要来源。在农业部门依然滞留一定数量的剩余劳动力和农业收入仍然是许多农村居民家庭收入的重要来源的特定时期,农业发展战略和相应的农业支持政策不应忽视作为农业增长动力源泉的小农户,相反,应向小农户提供更多的产前产后的社会化服务和农业生产过程中的技术服务。因此,党的十九大提出的促进小农户与大农户共同发展,实现小农户与现代农业发展有机衔接,无疑是一项符合中国实际和发展前景的战略部署。

了解农户规模—生产率反向关系或倒U型关系的根源固然重要,但探究如何通过技术采用和要素选择来提升大农户生产率更有现实意义。本文发现,农户随着土地经营规模的扩大而相应采取了机械替代劳动的技术选择,但整体上依然没有完全消除大农户相对于小农户的生产率劣势。按照赫尔方和泰勒(2021)有关巴西农户经营规模与生产率关系的研究结果,以及瑞达和福格烈(2019)总结的全球范围内农业全要素生产率与经营规模关系的变动趋势,中国规模农户最多属于全球意义上的中等规模农户中的较小规模农户,其规模远没有达到生产率随土地经营规模扩大而上升的条件。上述研究结论仅是几个国家,特别是土地资源禀赋丰富的巴西经验,其是否适合中国还有待于实践检验。对中国来说,可能一些制度约束限制了大农户生产率的进一步提升,除了存在的“垒大户”问题外,当前农村土地承包制度引致的土地细碎化问题,可能阻碍了福斯特和罗森茨魏希(2017)提出的机械技术采用的规模经济作用。因此,有必要从土地制度安排和机械技术采用的规模经济视角,探究机械技术的广泛应用为什么没有促使大农户生产率整体上显著高于小农户^⑩。

本研究主要数据来自对国家统计局—北京大学数据开发中心微观数据集的样本数据加工处理,文章内容纯属作者个人观点,不代表国家统计局—北京大学数据开发中心和国家统计局的意见。感谢付建迪、张路彝提供的数据处理支持。感谢匿名评审专家的有益建议。

注释:

①恰亚诺夫(1996)是最早详细描述农户规模—生产率反向关系现象的学者之一,但对反向关系的严谨理论与实证研究则始于森(1962)。

②如果没有特别注明,本文的生产率指土地生产率(即单位面积产出),其与文中的单产混用;土地经营规模指农作物的种植规模,其与文中的播种面积或经营规模混用。

③据我们所知,除了盛等(2019)外,绝大多数国内研究采用的样本为小于30亩的农户(李谷成等,2009;唐珂等,2017;程等,2019;炎天尧,2021)。

④贝维斯和巴雷特(2020)提出,地块边界效应可能导致了地块单产与播种面积的反向关系。由于地块边界作物接受到的光照和灌溉比地块中间作物更多,面积越小的地块,其周长/面积比越大,从而导致了小地块单产高于大地块的单产。中国的农户地块不是自然形成的地块,而是由村集体出于公平考虑在土地分配中实施好坏搭配所致,农户的地块表现为一个完整地块中的条状地块。这样的地块不会存在地块边界比中间地带接受光照更多的情况。

⑤按照福斯特和罗森茨魏希(2017)的阐述,相对于以中短期雇工为主而导致劳动有效性不足问题的中等规模农户,大农户通过雇佣较多数量的长期工人而降低了交易成本、提高了农业劳动的有效性,进而导致大农户与小农户一样具有生产率优势。

⑥详细推导见阿松考和布拉伊多(2007)。

⑦由式(4)的推导过程可知, $\ln A = \beta \ln T + \delta' X + \alpha_1 \ln(L/T) + \alpha_2 \ln(K/T)$ 。如果 l 表示亩均劳动投入, k 表示亩均非劳动投入,那么 $\beta = [\ln A(T), X(T), l(T), k(T)]$,即农户的规模—生产率关系取决于与土地经营规模关联的技术效率(即农户的诸如管理水平或勤勉程度等观察不到的投入)、非要素变量和要素变量。

⑧农业普查规模农户样本中还包括了早稻和双季晚稻,考虑这两种作物的样本总量和50亩以上样本量较少,本文没有包括这两种作物。

⑨小于1亩种植规模的农户,其作物单产一般低于样本均值的50%,表明这些农户种植的作物可能是规模农户零星种植的作物。

⑩表3~表5中的播种面积为一次项或二次项均是通过观察该变量的拟合程度而确定的。如果一次项不显著、二次项显著,或者一次项显著、二次项不显著,但剔除了二次项后,一次项都不显著,保留一、二次项;否则,为一次项。

⑪采用规模分组数据,首先根据模型系数估值、非要素变量均值和分组样本权重取得每个组的单产对数预测值;然后估计出50亩以内样本和50亩以上样本的单产对数预测值均值和标准差。水稻、小麦、玉米种植小户与大户的单产对数预测值之差(标准差)分别为0.017(0.007)、0.019(0.011)、0.035(0.005)。

⑫炎天尧(2021)估计的小麦面积—单产弹性,2003~2010年为显著的-0.08,2011~2017年为显著的0.23,2003~2017年则为显著的-0.07。

⑬本杰明和博兰特(2002)采用1995年河北、辽宁省农户数据的单产模型结果显示,施加了土壤指标与施加了村庄固定效应的规模—生产率关系结果没有发生显著差异,表明村庄固定效应基本可以控制土地质量的差异。

⑭住户样本模型的非要素变量包括家庭规模、成年人(18~60岁)比例、成年人平均年龄、成年人平均受教育年限、健康家庭成员比例、是否有成员外出打工、是否借贷、玉米播种面积比例、有效灌溉面积比率、土地租价;生产要素变量包括亩均雇工金额、亩均化肥用量、亩均农药金额、机耕面积比率、机播面积比率、机收面积比率等。

⑮采用规模分组数据(即绘制图3的数据)取得的回归结果显示,小麦的播种面积系数估值(标准误)为0.0018(0.0029)。

⑯中外文人名(机构名)对照:森(Sen);宾斯万格(Binswanger);伊斯特伍德(East-wood);瑞达(Rada);福格烈(Fuglie);陈(Chen);程(Cheng);黄(Huang);丁(Ding);戴宁格尔(Deininger);阿扎莫普洛斯(Adamopoulos);雷斯图西亚(Restuccia);盛(Sheng);福斯特(Foster);罗森茨魏希(Rosenzweig);本杰明(Benjamin);巴雷特

(Barrett); 拉姆(Lamb); 卡莱托(Carlet-to); 德斯尔瑞(Desiere); 乔利夫(Jolliffe); 古尔利(Gourlay); 洛贝尔(Lobell); 奥鲍伊(Abay); 贝维斯(Bevis); 卡特(Carter); 费德(Feder); 埃斯瓦兰(Eswaran); 科特瓦尔(Kotwal); 埃尔斯特(Ay-erst); 山口(Yamauchi); 基(Key); 钱塞勒(Chancellor); 辛奇(Kimhi); 穆扬加(Muyan-ga); 杰恩(Jayne); 赫尔特贝尔(Heltberg); 阿松考(Assuncao); 布拉伊多(Braido); 赫尔方(Helfand); 泰勒(Taylor); 阿拉贡(Aragon); 伍德里奇(Wooldridge); 大冢(Otsuka); 博兰特(Brandt)。

参考文献:

- [1]黄宗智:《中国的隐性农业革命》,法律出版社,2010年。
- [2]韩朝华:《个体农户和农业规模化经营:家庭农场理论评述》,《经济研究》,2017年第7期。
- [3]何秀荣:《关于我国农业经营规模的思考》,《农业经济问题》,2016年第9期。
- [4]金松青、Klaus Deininger:《中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义》,《经济学(季刊)》,2004年第4期。
- [5]李谷成、冯中朝、范丽霞:《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)》,2009年第1期。
- [6]恰亚诺夫,A:《农民经济组织》,萧正洪译,中央编译出版社,1996年。
- [7]唐轶、王建英、陈志刚:《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》,2017年第5期。
- [8]王建英、陈志钢、黄祖辉:《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》,2015年第9期。
- [9]炎天尧:《经营规模与土地生产率反向关系及其演变趋势研究》,中国农业大学博士学位论文,2021年。
- [10]张成鹏:《“一户一田”对农户的经济影响研究》,中国农业大学博士学位论文,2022年。
- [11]Abay, K., Abate, G., Barrett, C. and Bernard, T., 2019, "Correlated Non- Classical Measurement Errors, 'Second Best' Policy Inference, and the Inverse Size-Productivity Relationship in Agriculture", Journal of Development Economics, vol. 139, pp. 171 ~ 184.
- [12]Adamopoulos, T. and Restuccia, D., 2014, "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences", American Economic Review, vol. 104(6), pp. 1667 ~ 1697.
- [13]Aragon, F., Restuccia, D. and Rud, J., 2022, "Are Small Farms Really More Productive than Large Farms?" Food Policy, vol. 106(102168), pp. 1 ~ 11.
- [14]Assuncao, J. and Braido, L. 2007, "Testing Household-Specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship", American Journal of Agricultural Economics, vol. 89(4), pp. 980 ~ 990.
- [15]Ayerst, S., Brandt, L. and Restuccia, D., 2020, "Market Constraints, Misallocation, and Productivity in Vietnam Agriculture", Food Policy, vol. 94(101840), pp. 1 ~ 16.
- [16]Barrett, C. B., Bellemare, M. F. and Hou, J. Y., 2010, "Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-Size Relationship", World Development, vol. 38(1), pp. 88 ~ 97.
- [17]Benjamin, D., 1995, "Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship?" Journal of Development Economics, vol. 46(1), pp. 51 ~ 84.
- [18]Benjamin, D. and Brandt, L., 2002, "Property Rights, Labor Markets, and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China", Canadian Journal of Economics, vol. 35(4), pp. 689 ~ 716.
- [19]Bevis, L. and Barrett, C., 2020, "Close to the Edge: High Productivity at Plot Peripheries and the Inverse Size-Productivity Relationship", Journal of Development Economics, vol. 143(102377), pp. 1 ~ 15.
- [20]Binswanger, H., Deininger, K. and Feder, G., 1995, "Power, Distortion, Revolt and Reform in Agricultural Land Relations", Handbook of Development Economics, Elsevier, B. V., Amsterdam, pp. 2659 ~ 2772.
- [21]Carletto, C., Savastano, S. and Zezza, A., 2013, "Fact or Artifact: The Impact of Measurement Errors on the Farm Size-Productivity Relationship", Journal of Development Economics, vol. 103, pp. 254 ~ 261.
- [22]Carter, M. R., 1984, "Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Anal-

ysis of Peasant Agricultural Production", Oxford Economic Papers, vol. 36(1), pp. 131 ~ 145.

[23]Chen, Z., Huffman, W. E. and Rozelle, S., 2011,"Inverse Relationship between Productivity and Farm Size: The Case of China", Contemporary Economic Policy, vol. 29(4), pp. 580 ~ 592.

[24]Cheng, S., Zheng, Z. and Henneberry, S., 2019,"Farm Size and Use of Inputs: Explanations for the Inverse Productivity Relationship", China Agricultural Economic Review, vol. 11(2), pp. 336 ~ 354.

[25]Deininger, K., Jin, S. and Liu, Y., 2016,"Can Labor Market Imperfection Explain Changes in the Inverse Farm Size-Productivity Relationship? Longitudinal Evidence from Rural India", Land Economics, vol. 94(2), pp. 239 ~ 258.

[26]Desiere, S. and Jolliffe, D., 2018,"Land Productivity and Plot Size: Is Measurement Error Driving the Inverse Relationship?", Journal of Development Economics, vol. 130(1), pp. 84 ~ 98.

[27]Eastwood, R., Lipton, M. and Newell, A., 2010,"Farm Size", Handbook of Agricultural Economics, vol. 4, pp. 3323 ~ 3397.

[28]Eswaran, M. and Kotwal, A., 1986,"Access to Capital and Agrarian Production Organization", Economic Journal, vol. 96, pp. 482 ~ 498.

[29]Feder, G., 1985,"The Relation between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints", Journal of Development Economics, vol. 18(2), pp. 297 ~ 313.

[30]Foster, A. and Rosenzweig, M., 2010,"Is There Surplus Labor in Rural India?" Working Paper, Economic Growth Center, Yale University, New Haven CT.

[31]Foster, A. and Rosenzweig, M., 2017,"Are There Too Many Farms in the World? Labor-Market Transaction Costs, Machine Capacities and Optimal Farm Size", Working Paper 23909, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

[32]Gourlay, S., Kilic, T. and Lobell, D., 2019,"A New Spin on an Old Debate: Errors in Farmer Reported Production and Their Implications for Inverse Scale-Productivity Relationship in

Uganda", Journal of Development Economics, vol. 141(102376), pp. 1 ~ 35.

[33]Helfand, S. and Taylor, M., 2021,"The Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: Refocusing the Debate", Food Policy, vol. 99(101977), pp. 1 ~ 12.

[34]Heltberg, R., 1998,"Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship: Evidence from Pakistan", World Development, vol. 26(10), pp. 1807 ~ 1926.

[35]Huang, J. and Ding, J., 2016,"Institutional Innovation and Policy Support to Facilitate Small-scale Farming Transformation in China", Agricultural Economics, vol. 47, pp. 227 ~ 237.

[36]Key, N., 2019,"Farm Size and Productivity Growth in the United States Corn Belt", Food Policy, vol. 84, pp. 186 ~ 195.

[37]Kimhi, A., 2006,"Plot Size and Maize Productivity in Zambia: Is There An Inverse Relationship?" Agricultural Economics, vol. 35, pp. 1 ~ 9.

[38]Lamb, R. L., 2003,"Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error", Journal of Development Economics, vol. 71(1), pp. 71 ~ 95.

[39]Lobell, D., Azzari, G., Burke, M., Gourlay, S., Jin, Z., Kilic, T. and Murray, S., 2020,"Eyes in the Sky, Boots on the Ground: Assessing Satellite- and Ground- Based Approaches to Crop Yield Measurement and Analysis", American Journal of Agricultural Economics, vol. 102(1), pp. 202 ~ 219.

[40]Muyanga, M. and Jayne, T., 2019,"Revisiting the Farm Size-Productivity Relationship Based on a Relatively Wide Range of Farm Sizes: Evidence from Kenya", American Journal of Agricultural Economics, vol. 101(4), pp. 1140 ~ 1163.

[41]Otsuka, K., Liu, Y. and Yamauchi, F., 2016,"The Future of Small Farms in Asia", Development Policy Review, vol. 74(5), pp. 425 ~ 450.

[42]Rada, N., Wang, C. and Qin, L., 2015,"Subsidy or Market Reform? Rethinking China's Farm Consolidation Strategy", Food Policy, vol. 57, pp. 93 ~ 103.

[43]Rada, N. and Fuglie, K., 2019,"New Perspectives on Farm Size and Productivity", Food Policy, vol. 84, pp. 147 ~ 152.

[44]Sen, A. K., 1962,"An Aspect of Indian Agriculture", *Economic Weekly*, vol. 14(6), pp. 243 ~ 246.

[45]Sen, A. K., 1966,"Peasants and Dualism with or without Surplus Labor", *The Journal of Political Economy*, vol. 74(5), pp. 425 ~ 450.

[46]Sheng, Y. and Chancellor, W., 2019,"Exploring the Relationship between Farm Size and Productivity: Evidence from the Australian Grains Industry", *Food Policy*, vol. 84, pp. 194 ~ 206.

[47]Sheng, Y., Ding, J. and Huang, J., 2019,"The Relation-

ship between Farm Size and Productivity in Agriculture: Evidence from Maize Production in Northern China", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 101(3), pp. 790 ~ 806.

[48]Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, Landon, England.

[49]Yamauchi, F., 2016,"Rising Real Wages, Mechanization and Growing Advantage of Large Farms: Evidence from Indonesia", *Food Policy*, vol. 58, pp. 62 ~ 69.

Revisiting the Relationship between Farm Size and Land Productivity: Evidence from Large-scale Farms in the Third National Agricultural Census

Zheng Zhihao Gao Yang Huo Xuexi

Abstract: This study utilizes data from China's third agricultural census, encompassing both small and large-scale farms, to investigate the relationship between farm size and land productivity, and to discuss the influence of technology adoption and input choice on changes in the farm size-productivity relationship. Regression results indicate that while rice yield demonstrates a significantly inverse relationship with cropped area, the differences in magnitude are relatively small. In contrast, wheat and maize yields exhibit significant inverted U-shaped relationships with inflection points at 10 mu and 15 mu, respectively. Generally, farms within 50 mu tend to have slightly higher productivity than those above 50 mu. Moreover, our findings reveal that as farm scales expand, farmers have adopted technology to replace labor with machinery. Although this strategy has strengthened the inverted U-shaped relationship for maize and weakened the inverse relationship for rice, it has not affected the inverted U-shaped relationship for wheat. The farm size-productivity relationship in China is thus shifting towards an inverted U-shaped pattern, suggesting that excessively large or small operational scales are not conducive to enhancing productivity. With further development of China's social economy, it is anticipated that the relationship between yield and cropped area will demonstrate an inverted U-shaped pattern for rice, while for wheat and maize, it will manifest an inverted U-shaped pattern with inflection points shifting further forward. The strategy promoting a moderate operational scale in agricultural production not only aligns with China's fundamental national conditions of a large population with limited land resources, but also significantly contributes to national food security and the sustainable development of agriculture.

Key words: farm size; land productivity; inverse relationship; large farms