土地托管对种粮大户规模经营的影响：基于要素竞争的视角

郑旭媛　蔡丽明　黄开兴　李婉君　黄季焜

摘要：发展多种形式的土地规模经营是实现中国农业现代化的必由之路。然而，在有限要素竞争视角下，土地规模经营不同形式之间存在怎样的相互影响？本文基于 2018—2022 年华北粮食主产区土地托管主体与种粮大户生产经营状况的微观调研数据，采用双重差分方法探究近年来新兴的土地托管对种粮大户规模经营的影响。研究结果表明：土地托管主体与种粮大户在要素使用上形成竞争，尤其是在数量有限又不可移动的土地要素使用方面，出现土地流转租金显著提升的现象，导致种粮大户的数量与所经营的耕地面积显著减少。同时，种粮大户的粮食生产收益和总收入也受到负向影响，并且该影响在村集体协助土地托管过程中干预较多的地区更明显。本文研究结论有如下启示：各地政府需要反思鼓励企业和供销社等社会资本进入粮食等大田作物生产经营并实施土地托管的利弊，要警惕社会资本进入农业生产领域可能给农民利益带来的损害。

关键词：土地托管　土地规模经营　种粮大户　要素竞争　双重差分

中图分类号：F323.4　　**文献标识码：**A

一、引言

创新多种形式规模经营是现代农业发展的必由之路。家庭承包责任制重塑产权激励模式，赋予农民长期稳定的承包经营权，极大地解放了农业生产力。然而，随着工业化、城镇化的快速推进和农业生产自然风险与市场风险的加剧，以土地均分为基础的家庭经营模式的局限性逐渐显露，规模化、商品化、专业化和组织化不足制约了农民收入的增长，农业生产经营组织与制度亟待创新（温涛等，2015）。

自 1987 年中央“五号文件”《把农村改革引向深入》首次明确提出“有计划地兴办具有适度规模

［资助项目］ 国家自然科学基金重点项目“基于实验经济学的农村共同富裕实现路径和机制研究”（编号：72433001）；国家自然科学基金面上项目“电商交易、市场整合与农户增收机制研究：基于产品属性的视角”（编号：7247031123）；北京大学现代农业研究院土地制度创新项目。

［作者信息］ 郑旭媛、蔡丽明，福建农林大学经济与管理学院；黄开兴、李婉君，北京大学现代农学院；黄季焜（通讯作者），北京大学现代农学院、北京大学现代农业研究院，电子邮箱：jkhuang.ccap@pku.edu.cn。

的家庭农场或合作农场，也可以组织其他形式的专业承包，以便探索土地集约经营的经验”[①]以来，中国从未停止对土地规模经营形式的探索。土地流转型规模经营和服务带动型规模经营已然成为中国土地规模经营实现路径的典型代表（钟真等，2020）。土地流转型规模经营遵循着农场规模细小的国家现代农业发展的一般轨迹（何秀荣，2016），但是，中国制度性约束和刚性地租限制了土地经营规模扩大（蔡昉和王美艳，2016）。服务带动型规模经营在现实中以提供生产环节外包服务为主要类型，虽然可以让农户在保有土地承包经营权的前提下融入现代农业（陈锡文，2018），但是，以家庭为单位的土地承包经营必然提高服务主体为获取服务规模的交易费用，从而降低激励（蔡昉和王美艳，2016）。因而，小农户长期存在与规模经营主体规模经济获取不足是实现土地规模经营不得不面临的现实问题。

为解决上述现实问题，近年来兴起的土地托管，是实现土地规模经营的又一重要探索。不同于生产环节的外包服务，土地托管是农户将土地经营权作为资产委托给服务组织从事农业经营管理，并在一定期限内放弃土地经营权的方式（姜长云，2020）。农民与土地托管主体共同享有土地收益权，既能满足农民掌握土地经营权与收益权的诉求，又能对土地托管主体生产管理形成利益激励，从而实现小农户和现代农业发展有机衔接。土地托管主体一般为农资供应商、农机服务商和粮食收购商等。土地托管也是企业进军农业的重要领域（余粮红等，2023）。

然而，由于土地要素的数量有限且不可移动，土地托管对同样以土地经营权转让为前提、生产时空重叠下的种粮大户规模经营可能会产生冲击。在同一区域内，土地托管与种粮大户规模经营在时空上完全重叠，尤其是在流动性较低的要素使用上形成明显的竞争，可能在一定程度上挤出种粮大户。种粮大户规模经营在中国土地规模经营中占有重要的地位。截至 2022 年，中国家庭承包耕地土地经营权流转总面积 5.76 亿亩，其中 3.58 亿亩流向农户与家庭农场（孔祥智，2024）。种粮大户规模经营保留了委托代理成本低、决策成本低和激励相容的优点，同时克服了普通农户经营规模过小的弊端（邹心平，2017）。有学者判断，这种规模适度的家庭农场是中国未来农业发展的基本趋势（贺雪峰，2011；姜长云和郭志芳，2014）。因此，分析土地托管对种粮大户规模经营的影响具有重要的现实意义。

探讨土地托管与种粮大户规模经营之间的关系，本质上还回应了农业是走向资本化还是家庭农场化的理论问题。对于农业转型，学术界主要有两类代表性的观点：一类观点是，在资本扩张的进程中，家庭农场最终将被资本化农场所改造，农业将走向全盘资本主义化的农业（黄宗智，2012）；另一类观点是，小农经济追求的不是利润最大化，而是满足家庭成员消费，具有特殊的运行逻辑，能够抵御资本主义的渗透，并得出结论——“农民农场具有极强的生存能力和稳定性”（恰亚诺夫，1996）。持后一类观点的学者还认为，随着农民大量转移，通过土地流转会在农村自发形成经营规模适度的“中农阶层”，并成为中国未来农业经营的主力军（姜长云和郭志芳，2014；孙敏，2022）。土地托管可以被认为是资本化规模经营，而种粮大户规模经营大部分是家庭农场化经营，因此，本文研究将为土地规模经营应该是资本化还是家庭农场化议题增加新的观点。

不同于以往单独分析土地托管或种粮大户规模经营成因、效果与障碍的研究，本文关注土地托管

[①]参见《把农村改革引向深入》，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/14/t20070614_11752837.shtml。

与种粮大户规模经营二者的关系。理论界未专门研究上述二者关系，但有文献对土地流转型规模经营和服务带动型规模经营间的关系展开了讨论。部分研究认为二者是互促关系。比如，胡凌啸（2018）和钟真等（2020）认为，土地规模经营能够有效降低社会化服务交易成本，以自身规模为服务带动型规模经营创造便利条件。也有研究表示二者是相互替代的。比如，冀名峰和李琳（2020）认为，服务带动型规模经营既能显著降低农业生产经营成本，又能避免土地流转型规模经营带来的风险，很可能部分替代土地流转型规模经营。吴偎立等（2022）认为，外包服务通过提高农户土地收益，提高土地流转价格，进而压缩了土地流转型规模经营的利润空间，降低其比较优势，但是土地流转型规模经营仍具备规模经营的优势。有研究表示，从土地流转型规模经营转向服务带动型规模经营是现阶段顺应中国农业经营方式转型发展的重要路径（胡新艳等，2016；罗必良，2017）。于海龙和张振（2018）比较了土地流转与土地托管在土地转让形式、土地经营权分配上的差异，并指出土地托管因使农户能继续保有托管土地的经营权而更受农户支持。

上述研究为分析土地托管与种粮大户规模经营的关系提供了重要参考，但是，土地托管与其他服务带动型规模经营有本质区别，土地托管主体与种粮大户在要素使用上存在竞争关系，从而影响种粮大户规模经营。因此，本文深入分析土地托管是否影响种粮大户在土地、机械服务与劳动等要素市场上获取要素的难易度，以及是否会进一步影响种粮大户的规模经营与生计，以期对现阶段中国探索土地规模经营方式提供理论依据和政策建议。

与现有文献相比，本文在以下方面有新的探索：第一，分析土地托管对种粮大户规模经营的影响。现有研究虽然充分讨论了服务带动型规模经营与土地流转型规模经营的相互关系，却是将所有外包服务都视为同质的服务经营方式。然而，土地托管与生产环节外包服务二者有本质区别，其不同在于服务主体是否享有土地经营权。土地流转型规模经营与生产环节外包服务在很多时候可以相互促进，但与土地托管却有着明显的要素竞争关系，忽略这些将影响结论的普适性。第二，特别关注要素流动性对要素竞争程度的影响。在土地托管主体与种粮大户的要素竞争中，具有不同流动性的要素竞争结果可能存在差异，对其进行区分研究将为结论赋予更丰富的政策内涵。

二、理论逻辑与分析

在进行理论分析前，有必要对本文所涉及的核心术语进行界定。①土地托管。土地托管是农户将土地经营权作为资产委托给服务组织从事农业经营管理，并在一定期限内放弃土地经营权的方式。②种粮大户。对于种粮大户的经营规模，在地方政府发布的农业政策文件中，大部分以 30 亩经营面积作为粮食适度规模经营的基本衡量标准，还有一部分以 40 亩或 50 亩作为标准（许庆等，2021）。根据各地方政府的做法，本文将种粮大户定义为土地经营规模超过 30 亩的粮食种植户，既包括完成工商注册登记的家庭农场，也包括自然人身份的专业大户。

（一）土地经营权分配与土地要素之争

1.土地经营权分配的基本逻辑。土地托管与种粮大户规模经营都以集中土地为前提，而土地流转给谁，主要取决于拥有土地承包权的农户。土地虽然是农户最重要的生产资料，但随着农村劳动力获

得更多的非农就业机会，土地流转和土地托管成为不少农户土地要素配置中除自营外的可选项，且二者不仅有利于增加收入，还能减少因从事农业生产而耽误的时间和务工收入（曾起艳等，2019）。然而，农户决策的目标常常不是经济利润最大化而是效用最大化，他们会在牺牲物质利益所引起的效用损失与获得安全保障所带来的效用收益之间权衡（林毅夫，1988）。土地除了固有的经济功能外，还在社会保障功能方面发挥着重要作用。中国农村长期缺失制度性养老保障，土地成为农村家庭至关重要的养老保障（徐志刚等，2018）。

因此，农户的土地配置决策取决于对流转或托管的经济收益以及这两种配置方式下安全保障效用的比较。从土地流转决策来看，其经济收益来源于土地流转租金，农户享有财产性土地流转租金收入，同时还无须承担生产与市场风险（李太平等，2015）。但是，农户也将土地经营权和收益权转让了，不参与土地经营与收益分配，这意味着他们享有的土地社会保障效用下降。因而，有不少研究表明，土地带有保障功能成为抑制农户转出土地的重要原因（王兴稳和钟甫宁，2008）。从土地托管决策来看，农户支付一笔委托代理费用将土地委托给土地托管主体，虽然将绝大部分土地经营权转出给土地托管主体，但是农户仍然享有部分收益权，与土地托管主体共同承担风险。土地托管主体完全代理了农业生产的多个环节，如农资购买、耕作、管理、收获和销售等，并通过规模经营获得规模效应从而降低生产成本，通过新技术采纳从而提高生产效益（李琪，2023）。

农户对土地的上述配置决策行为可由图 1 表示。

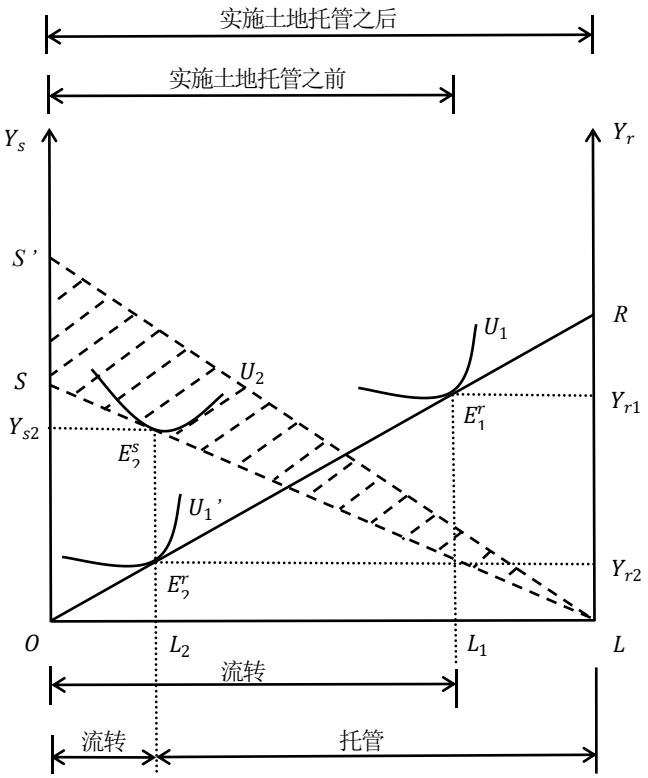


图 1　小农户的土地配置决策行为逻辑

为便于分析，本文作如下假设：第一，假设一个村的土地总量是固定的，由小农户、种粮大户和土地托管主体三类主体经营；第二，假设小农户承包土地数量是固定的。图 1 中，横轴表示除去自营土地外农户决定转出或托管土地的数量。农户在土地流转和土地托管之间做出选择，并获得相应收益。实施土地托管之前，农户的土地决策在于流转多少土地给种粮大户。OR 为土地流转收益的线性函数，效用函数U 为土地的社会保障功能给农户带来的安全感，决策的均衡点在于土地流转收益函数与土地保障效用函数的切点 E_1^r，此时农户转出$\left|OL_1\right|$ 数量，并获得 Y_{r1} 土地流转收益。实施土地托管之后，农户的决策在于将土地流转给种粮大户还是土地托管主体。 LS 为托管收益的线性函数，其收益存在弹性空间（介于图 1 中 LS 和 LS' 之间），一般土地托管主体会和农户协商最低保障产量和超额收益分配规则，最终的收益取决于实际产量和收益分配规则。同时，相较于土地流向种粮大户，土地流向土地托管主体带来的社会保障安全效用更高，因此农户决策土地数量从$\left|OL_1\right|$ 扩张至$\left|OL\right|$（$O \to L$ 表示土地流转数量，$L \to O$ 表示土地托管数量）。此时，决策的均衡点在于 E_2^s 和 E_2^r，$\left|OL_2\right|$ 数量的土地流向种粮大户，$\left|L_2L\right|$ 数量的土地流向土地托管主体，并获得土地流转收益 Y_{r2} 和最低托管利润 Y_{s2}。

因此，从农户的土地决策角度看，土地托管与种粮大户规模经营两种土地规模经营方式存在明显的土地要素竞争关系。由于土地托管平衡了土地的商品属性和生活保障属性，出于安全感偏好，农户倾向于将土地配置给土地托管主体，这将挤占种粮大户的土地要素获得空间，从而提高土地流转租金。甚至，由于农户从土地托管中获得的收益是弹性收益，且与农作物实际产量挂钩，而转出土地获得的收益是固定收益，这可能促使农户将土地质量较高的地块优先进行土地托管而非转给种粮大户。

2.*村集体干预与土地要素市场扭曲*。值得注意的是，村集体干预催化了土地要素竞争加剧与土地流转租金快速提高。在华北粮食主产区的土地托管开展过程中，主要是由村委会将农户的承包地成片地集中起来，委托给土地托管主体统一经营。村集体有较强的动力去推动土地托管，其原因是：一方面，在集体收益激励和工作考核指标约束的双重作用下，村集体为了完成指标任务，倾向于集中更多土地；另一方面，村集体通过获得组织协调托管土地的服务费、村集体的分红、合并地块新增面积的收入、机动地参与托管的收益来促进集体经济增收。在上述机制的激励下，村集体有可能过度干预土地托管，加速土地流向土地托管主体，通过对土地要素市场供给端的干预，造成土地流动障碍和土地流转租金不合理上涨，扭曲土地要素市场，加剧市场上不同规模经营主体的竞争。并且，这将导致原本不愿意托管土地的农户被迫参与土地托管[①]，或是导致土地托管后托管生产收益被村集体过度占有。由此，本文提出以下假说。

H1：土地托管会导致本地土地要素市场竞争加剧，土地流转租金升高，种粮大户经营面积减少。

（二）农时重叠下的劳动与机械服务要素之争

同理，土地托管主体与种粮大户在粮食生产周期、生产方式与使用要素上高度重合，这使得除了土地要素外，二者在劳动和机械服务要素使用上也存在竞争。在劳动要素使用上，土地托管一般是雇用劳动力，而种粮大户的规模经营大多由家庭劳动力支持，兼用生产性短期雇工（陈义媛，2013；闵

[①]基于本项调查的研究显示，参与土地托管的农户中，约有 30%的农户实际参与意愿较低。

锐等，2023）。随着农村劳动力快速转入非农部门，农忙时期雇用劳动力困难，出现工价大幅上升和调整农时等现象（张永占等，2021）。此时，雇工需求大的土地托管会促使劳动力市场的竞争加剧。

土地规模经营往往需要农业机械（罗必良，2020），尤其是在抢农时的关键环节，充足的农机是确保生产效率的必要条件。虽然种粮大户的资本水平较高，但自购农机存在投入成本高、折旧率高以及维修费用高而利用率低的问题，因此，种粮大户常常只在少数环节自购农机，在其余环节则购买机械服务。对于土地托管主体，也是如此。因此，土地托管也将导致本村机械服务需求增加，市场竞争加剧。并且，实施土地托管之前，由于耕地规模较小和劳动力季节性闲置等原因，小农户的粮食生产大部分由家庭劳动力承担，不一定购买机械服务。在实施土地托管之后，小农户可能因土地托管具有相对较高的社会保障安全效用而释放出更多土地进行托管，而托管土地的生产多由机械服务完成。这使得村层面机械服务总需求增加，进而导致机械服务价格上升。

（三）考虑流动性的要素之争

土地、劳动和机械服务等生产要素，在流动性上存在差异。土地是典型的自然资源，具有显著的供给刚性和不可移动性，虽然机械等工具可以在一定程度上改变土地平整度、细碎度和土壤质量，但无法使土地跨区域配置（袁鹏等，2024）。村庄内的土地供给量基本固定，当需求变动时，土地流转租金会迅速调整，表现出较高的需求价格弹性。相比于土地要素，机械服务更具流动性。当外部条件改变引致需求上升时，一方面可能诱发当地机械服务供给主体增加，另一方面可能吸引跨区域机械服务供给主体到本地提供服务。因此，当市场上机械服务需求增加时，机械服务供给具有一定弹性，其价格变动可能较小。相比于土地要素，劳动也更具流动性。农业生产中的劳动要素主要来源于家庭内部供给和社会雇用，当季节性劳动需求增加，家庭内部劳动力禀赋固定且短期内难以调整，只能依靠雇用劳动力满足劳动需求。由于劳动力可以跨省跨区自由流动，区域内劳动力短缺容易被补足，其对价格的边际影响相对较小（王思文和祁继鹏，2012）。综上所述，由于机械服务和劳动具有较强的要素流动性，当要素市场需求增加时，价格波动程度较小。由此，本文提出以下假说。

H2：要素流动性会削弱土地托管对本地的机械服务和雇用劳动力价格产生的影响。

三、研究设计与数据来源

（一）计量模型设定与变量选取

1.计量模型设定。本文以村庄参与土地托管作为准自然实验，使用双重差分法识别土地托管对种粮大户规模经营的因果效应。本研究记录数据按数据结构可以分为两类，一是“土地托管前一年”和“土地托管后一年”两期平衡面板，二是2018－2022年五期平衡面板。由于各村庄是相继参与土地托管，分别使用标准双重差分（DID）和渐近双重差分（Staggered DID）进行实证估计。

首先，为探究土地托管对种粮大户规模经营的影响，构建标准双重差分模型如下：

$$Y_{jt} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_j \times post_t + \tau_1 X_{jt} + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

$$Y_{jit}=\alpha_2+\beta_2 Treat_j\times post_t+\tau_2 Z_{jit}+\mu_i+\rho_t+\varepsilon_{jit} \quad (2)$$

（1）式和（2）式中：i 表示农户，j 表示村庄，t 表示时间。Y_{jt} 表示村庄层面粮食生产要素供给与价格情况，包括每万亩种粮大户数和雇用劳动力价格；Y_{jit} 表示种粮大户层面的粮食生产要素供给与价格情况，包括机收服务面积和机收服务价格。$Treat_j$ 表示是否为托管村（是=1，否=0），$post_t$ 表示土地托管实施情况（托管后=1，托管前=0）。X_{jt} 表示村庄层面的控制变量，包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、自然灾害发生次数、高标准农田比例、非农就业比例、人均纯收入等。Z_{jit} 表示村庄和农户层面的控制变量，其中农户控制变量包括承包土地质量等级、经营面积和是否受灾等。γ_j、μ_i 和 ρ_t 分别为村庄、农户和时间固定效应；ε_{jt} 和 ε_{jit} 表示扰动项。β_1 和 β_2 是本文重点关注的系数，代表土地托管对要素供给和价格影响的净效应。

其次，由于各村庄参与土地托管的时间存在差异，故采用渐近双重差分估计因果效应，模型如下所示：

$$R_{jt}=\alpha_3+\beta_3 Trusteeship_{jt}+\tau_3 X_{jt}+\gamma_j+\rho_t+\varepsilon_{jt} \quad (3)$$

$$G_{jit}=\alpha_4+\beta_4 Trusteeship_{jt}+\tau_4 Z_{jit}+\mu_i+\rho_t+\varepsilon_{jit} \quad (4)$$

（3）式和（4）式中：R_{jt} 表示村庄土地流转租金，G_{jit} 表示种粮大户经营面积，核心解释变量 $Trusteeship_{jt}$ 表示托管村是否托管（托管村托管后=1，其他=0），其他变量的含义与（1）式和（2）式一致。

最后，进一步分析土地托管对种粮大户生计的影响和村集体干预的异质性，模型如下所示：

$$I_{jit}=\alpha_5+\beta_5 Treat_j\times post_t+\tau_5 V_{jit}+\mu_i+\rho_t+\varepsilon_{jit} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} I_{jit}=&\alpha_6+\beta_6 Treat_j\times post_t+\varphi_6 Treat_j\times post_t\times tincome_{jt}\\ &+\omega_6 tincome_{jt}+\tau_6 V_{jit}+\mu_i+\rho_t+\varepsilon_{jit} \end{aligned} \quad (6)$$

（5）式和（6）式中：I_{jit} 表示种粮大户的小麦纯收入、玉米纯收入、农业其他收入、非农收入、总收入以及是否非农就业，$tincome_{jt}$ 表示村集体土地托管相关收益，V_{jit} 表示村庄和农户层面的控制变量，包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、非农就业比例、人均纯收入和承包土地质量等级等。由于种粮大户的各项收入和非农就业情况更易受到地区经济发展水平、产业结构和劳动力就业水平等方面的影响，本文进一步控制“县×时间”趋势项，以排除地区层面特征对种粮大户各项收入和非农就业情况的影响。其他变量的含义与（2）式一致。

2.变量选取。①被解释变量。本文的被解释变量包含粮食生产要素供给与价格情况，用村庄每万亩大户数和大户经营面积代表土地要素供给情况；用小麦机收服务面积、玉米机收服务面积代表机械服务要素供给情况。要素价格方面，分别用土地流转租金、小麦机收服务价格、玉米机收服务价格、

雇用劳动力价格（男）和雇用劳动力价格（女）来代表。

②核心解释变量。本文的核心解释变量包含两部分：一是“托管×签约”，为“是否为托管村”虚拟变量与“托管前后”虚拟变量的交互项；二是“是否托管”，即“托管村是否开始托管”虚拟变量，托管村托管后为1，其余为0。

③控制变量。为尽可能避免因遗漏变量问题导致的估计偏误，本文参考曹铁毅等（2022）、孙小燕和刘雍（2019）、李忠旭和庄健（2021）、张霄等（2024）、谢晓瑜和余国新（2023）的研究，选取了村庄层面和农户层面的控制变量。村庄特征包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、自然灾害发生次数、高标准农田比例、非农就业比例、人均纯收入等，农户特征包括承包土地质量等级、经营面积和是否受灾等。

④其他变量。本文在进一步分析中还纳入小麦纯收入、玉米纯收入、其他作物纯收入、非农收入、总收入、非农就业和村集体土地托管相关收益等变量。其中，总收入为所有作物生产经营纯收入和非农收入的总和。

（二）数据获取与调查实施

本文数据来自北京大学现代农业研究院、中国农业政策研究中心于2022年8月和2023年5月在华北粮食主产区开展的农村土地托管及其影响的专项调查。该项调查是对华北粮食主产区2018年以来较早开展土地托管试点的4个县进行的土地托管村全样本调查。华北平原是中国小麦和玉米等粮食作物主产区，土地规模经营面积均位居全国前列，也是开展土地托管时间较早、程度较深的地区之一，是研究土地托管的重要代表性区域。调查采取分层抽样和非概率抽样相结合的方法选择样本。首先，获取实验组样本。从调研县获取2022年土地托管试点村全部名单，以全部托管村为样本。在托管村种植面积达到30亩以上未参加托管的种植大户中随机抽取1户，再在所有未被抽中的非托管户中随机抽取4户农户，作为托管村农户样本。其次，遵循匹配原则抽取对照组样本。从各乡镇政府获得邻近托管村且村庄特征（耕地、种植结构、农民收入等）与托管村接近的非托管村名单，从中随机抽取1个村庄，作为该托管村的对照村样本，并先在每个对照村的种植面积达到30亩以上的种植大户中随机抽取1户，再在所有未被抽中的非托管户中随机抽取4户农户，作为对照村农户样本。

根据上述抽样规则，项目最终有效样本来自35个托管村和35个对照村，共70个村。由于本文关注的农户对象是种粮大户，因此，从农户样本中筛选出托管前一年经营规模为30亩以上的农户（含个别经营规模为25～30亩的农户），共82户。受访对象回溯了2018－2022年村庄参与土地托管情况和农户粮食生产情况等相关信息。调查样本分布情况见表1。其中，托管村样本在参与托管之前的年份被列为对照组样本，参与托管当期及以后为实验组；对照村在所有年份皆为对照组样本。

表1　　村庄样本和农户样本分布

年份	村庄		样本户	
	实验组	对照组	实验组	对照组
2018	4	66	0	82

表 1（续）

2019	7	63	1	81
2020	10	60	5	77
2021	22	48	31	51
2022	35	35	47	35

表 2 列出了托管村和对照村基期的基本信息。组间均值 T 检验的结果显示，托管村与对照村的主要特征均无显著差异，说明对照村的选取符合随机性要求。

表 2　　基期（2018 年）实验组与对照组村庄的基本特征与差异

变量名称	变量定义	托管村		对照村		托管村与对照村的比较	
		均值	标准差	均值	标准差	差值	标准误
人均纯收入	村庄人均纯收入（万元/人）	1.28	0.41	1.30	0.36	−0.02	0.09
人均耕地	人均耕地面积（亩/人）	3.02	1.79	2.58	1.55	0.45	0.40
村镇距离	村委会到镇上的距离（千米）	6.65	4.32	6.79	4.98	−0.14	1.11
常住人口占比	常住人口占户籍人口比例（%）	57.54	15.26	57.85	16.54	−0.30	3.83
非农收入占比	非农收入占比（%）	61.11	15.03	63.08	13.31	−1.97	3.39
党员占比	党员人数占比（%）	4.66	2.35	4.80	3.86	−0.14	−0.18
是否灾害	是否遭受自然灾害（是=1，否=0）	0.43	0.50	0.34	0.48	0.09	0.12
坡耕地比例	坡地面积/耕地面积（%）	11.28	3.85	15.81	5.25	−4.53	6.51
高标准农田比例	高标准农田面积/基本农田面积（%）	9.04	4.57	11.89	5.04	−2.86	6.81
每万亩大户数	种粮大户数量/村庄耕地面积（个/万亩）	26.73	3.69	25.68	3.36	1.04	4.99
雇用劳动力价格（男）	农忙时雇男性干农活的工资（元/日）	177.50	6.59	180.90	8.51	−3.40	10.76
雇用劳动力价格（女）	农忙时雇女性干农活的工资（元/日）	147.67	5.27	151.21	7.05	−3.54	8.80
土地流转租金	村庄土地流转租金（元/亩）	385.71	29.96	434.29	25.02	−48.47	39.03

主要变量的描述性统计结果见表 3。

表 3　　主要变量的描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
每万亩大户数	村庄种粮大户数量/村庄耕地面积（个/万亩）	28.20	23.24
大户经营面积	种粮大户的经营耕地面积（亩）	80.77	120.25
土地流转租金	村庄土地流转租金（元/亩）	472.10	163.91
小麦机收服务面积	小麦收获环节机械服务面积（亩）	61.03	55.78
玉米机收服务面积	玉米收获环节机械服务面积（亩）	60.42	54.95
小麦机收服务价格	小麦收获环节机械服务价格（元/亩）	58.64	17.64
玉米机收服务价格	玉米收获环节机械服务价格（元/亩）	86.15	22.37
雇用劳动力价格（男）	村庄农忙时雇男性干农活的工资（元/日）	181.27	42.91
雇用劳动力价格（女）	村庄农忙时雇女性干农活的工资（元/日）	151.77	35.59

表 3（续）

核心解释变量			
托管×签约	是否托管村（托管村=1；对照村=0）×托管前后（托管后=1；托管前=0）	0.25	0.43
是否托管	托管村是否开始托管（托管村托管后=1；其他=0）	0.22	0.42
村庄特征变量			
耕地面积	村庄耕地面积（亩）	1816.90	672.25
坡耕地比例	坡地面积/耕地面积（%）	13.51	17.06
灌溉比例	有灌溉条件的耕地面积/耕地面积（%）	85.64	17.66
自然灾害发生次数	受水灾、旱灾、风灾、冻灾等灾害次数（次）	1.05	1.23
高标准农田比例	高标准农田面积/基本农田面积（%）	11.65	29.11
非农就业比例	非农就业人数占劳动力人数比例（%）	56.18	20.72
人均纯收入	村庄人均纯收入（万元/人）	1.31	0.42
农户特征变量			
承包土地质量等级	一等地占比（%）	32.14	35.39
经营面积	种粮大户的经营耕地面积（亩）	80.77	120.25
是否受灾	土地是否受灾（受水灾、旱灾、风灾、冻灾等灾害=1；没有受灾=0）	0.30	0.46
其他变量			
小麦纯收入	小麦作物纯收入（万元）	2.75	3.08
玉米纯收入	玉米作物纯收入（万元）	3.05	3.27
农业其他收入	其他作物纯收入（万元）	1.28	6.25
非农收入	非农工作年收入（万元）	0.68	1.21
总收入	农业收入和非农工作收入总和（万元）	7.75	8.22
是否非农就业	是否从事非农工作（是=1；否=0）	0.41	0.49
村集体土地托管相关收益	村集体经济组织土地托管收益（万元）	1.80	4.05

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

1.土地托管对种粮大户生产要素使用的影响。本文实证考察了土地托管对种粮大户耕地经营规模和购买机械服务的影响。①耕地经营规模方面。如表 4 所示，土地托管导致村庄每万亩大户数减少 8.657 个，且该影响在 10%的统计水平上显著。

表 4　　村庄层面土地托管对种粮大户生产要素使用和要素价格影响的基准估计结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	每万亩大户数	雇用劳动力价格（男）	雇用劳动力价格（女）	土地流转租金	土地流转租金
托管×签约	−8.657*	−0.232	−0.057		
	（4.624）	（1.699）	（1.779）		

表 4（续）

是否托管				113.847***	
				（22.108）	
托管价格×年份					0.077***
					（0.014）
耕地面积	−0.003	0.001	0.001	−0.001	0.003
	（0.003）	（0.001）	（0.001）	（0.006）	（0.009）
坡耕地比例	1.434	0.125*	0.267	0.208	0.612**
	（0.991）	（0.070）	（0.194）	（0.146）	（0.291）
灌溉比例	−0.086	0.103*	0.212	0.004	0.026
	（0.084）	（0.055）	（0.154）	（0.142）	（0.276）
自然灾害发生次数	−1.565	1.009**	0.522	−17.357**	−5.553
	（1.831）	（0.489）	（0.716）	（7.075）	（10.363）
高标准农田比例	−0.304***	−0.031	−0.036	0.980**	1.884***
	（0.028）	（0.031）	（0.033）	（0.405）	（0.281）
非农就业比例	−0.462**	−0.051	−0.198	−3.047***	−8.729
	（0.215）	（0.143）	（0.246）	（1.150）	（7.235）
人均纯收入	−6.889	−0.835	−0.389	−42.731	2.189
	（6.952）	（1.922）	（2.119）	（41.806）	（53.847）
常数项	58.293**	163.591***	133.843***	679.325***	−100964.933***
	（26.327）	（7.298）	（10.342）	（87.416）	（18605.877）
观测值	140	150	150	350	175
R^2	0.217	0.242	0.172	0.845	0.449

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内结果为聚类到村庄的稳健标准误。③（1）列的回归基于“托管前一年”和“托管后一年”两期村庄数据；由于村庄雇用劳动力价格只记录了 2020—2022 年数据，故（2）列和（3）列的回归中仅使用托管时间为 2021 年和 2022 年的样本；（4）列的回归基于 2018—2022 年 5 期村庄数据；（5）列的回归中仅基于托管村样本数据。④所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

如表 5 第（5）列所示，大户经营面积减少了 6.950 亩，且这一影响在 5%的统计水平上显著。可见，土地托管主体与种粮大户在土地规模经营上存在明显的土地要素竞争关系。相对于将土地流转给种粮大户，土地托管主体平衡了土地的商品属性和生活保障属性，出于安全感偏好的农户更倾向于将土地配置给后者，这将在一定程度上挤占种粮大户土地要素获得的空间，表现为村庄种粮大户数量减少和经营面积下降。

表 5　　农户层面土地托管对种粮大户生产要素使用和要素价格影响的基准估计结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	小麦机收服务价格	玉米机收服务价格	大户经营面积
托管×签约	16.439	11.237	−4.807	8.300	
	（14.200）	（14.797）	（5.366）	（9.543）	

表 5（续）

是否托管					−6.950**
					（3.184）
耕地面积	−0.011	−0.060	0.014	0.055*	0.038***
	（0.036）	（0.037）	（0.012）	（0.029）	（0.011）
坡耕地比例	−0.910	−0.752	−4.359**	−1.250	−3.536**
	（4.311）	（3.636）	（1.810）	（2.668）	（1.613）
灌溉比例	−3.769	−6.045	2.792*	2.928**	0.525
	（3.843）	（3.592）	（1.371）	（0.978）	（1.676）
自然灾害发生次数	−6.532	−5.699	1.874	1.088	−2.829
	（7.596）	（7.195）	（2.196）	（3.791）	（2.236）
高标准农田比例	0.111	−0.045	−0.021	−0.275***	−0.198**
	（0.063）	（0.080）	（0.042）	（0.035）	（0.078）
非农就业比例	0.038	0.240	−0.052	0.147	−0.842**
	（0.524）	（0.529）	（0.162）	（0.307）	（0.373）
人均纯收入	26.989	22.615	−14.780	−25.234	1.779
	（36.201）	（34.786）	（9.996）	（14.382）	（6.395）
承包土地质量等级	0.253	0.358	−0.307	−0.429***	−0.352
	（0.401）	（0.356）	（0.341）	（0.101）	（0.765）
是否受灾	−7.117	−12.639	−2.889	−2.874	−0.918
	（10.522）	（8.070）	（5.131）	（4.629）	（2.567）
经营面积	0.206**	0.018	−0.108	−0.097	
	（0.081）	（0.114）	（0.082）	（0.073）	
常数项	356.060	659.426**	−102.377	−226.357*	14.575
	（253.879）	（223.961）	（89.778）	（107.581）	（190.655）
观测值	164	164	164	164	410
R^2	0.148	0.097	0.158	0.369	0.975

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误。③（1）列～（4）列的回归基于“托管前一年”和“托管后一年”两期农户数据；（5）列的回归基于 2018—2022 年五期农户数据。④所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

②购买机械服务方面。由表 5 可知，以收获环节为例，土地托管对种粮大户的小麦和玉米机收服务面积的影响均不显著。这意味着，首先，土地规模经营主体对机械服务的需求较为刚性，虽然土地托管会加剧机械服务市场的竞争，但是仍然没有减少种粮大户对机械服务的需求；其次，市场上可能新增了来自本地机械服务供给主体或是补充了跨区域机械服务供给主体，因为如果市场没有新增服务供给主体，土地托管主体和种粮大户的要素使用高度重合的情况将导致机械服务供给紧张。最后，调查样本中的土地托管主体多为供销社主体，有很强的机械自我服务能力，不与种粮大户的机械服务需求形成冲突。

2.土地托管对要素价格的影响。价格是反映要素市场供需情况的指示器，因而本文分别考察了土地托管对土地流转租金、雇用劳动力价格和机械服务价格的影响。

从对土地流转租金的影响看，如表 4 第（4）列所示，土地托管导致村庄土地流转租金提高 113.847 元/亩，且这一影响在 1%的统计水平上显著。可见，由于土地需求价格弹性较大，一个村庄内的土地供给量基本恒定，土地托管导致多类土地规模经营主体间存在“争地”现象，加剧了土地市场竞争，从而迅速推高土地流转租金。

进一步，从表 4 第（5）列还可知，在土地托管价格较高的村庄，土地流转租金逐年上涨的影响更大，且这一影响在 1%的统计水平上显著。这可能意味着土地托管价格提高了农户对土地流转租金的预期，导致托管村土地流转租金相对较高，本文假说 H1 得证。

从对雇用劳动力价格和机械服务价格的影响看，如表 4 和表 5 所示，雇用劳动力价格与机械服务价格并未受到土地托管的明显影响。正如理论预期，机械服务与劳动的要素流动性高于土地，其需求价格弹性低于土地。当土地托管激发更多的机械服务和劳动力市场需求时，在机械服务方面，可能诱发当地机械服务供给主体增加，或吸引跨区域机械服务主体到本地供给，或土地托管主体开展自我服务，通过供给变动平抑机械服务市场需求增加对其价格的影响。

同理，在劳动力方面，增加的雇用劳动力需求可以通过跨区劳动力来补足，减少对劳动力价格的边际影响，本文假说 H2 得证。

（二）平行趋势检验

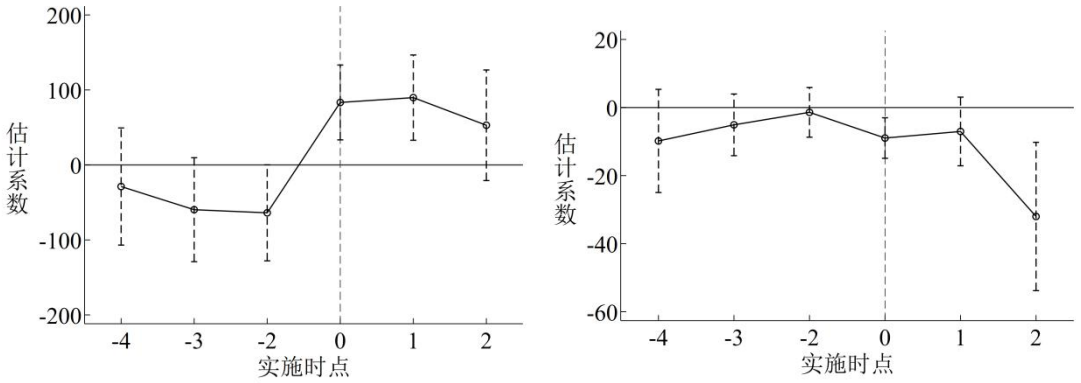
使用双重差分模型估计因果效应的前提是实施土地托管前实验组和对照组具有相同趋势。本文参考 Beck et al.（2010）所提出的方法对（3）式和（4）式进行平行趋势检验，模型如下所示：

$$R_{jt} = \alpha_7 + \sum_{n=-4}^{2} \theta_n Trusteeship_{jt}^{n} + \tau_7 X_{jt} + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

$$G_{jit} = \alpha_8 + \sum_{n=-4}^{2} \theta_n Trusteeship_{jt}^{n} + \tau_8 Z_{jit} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{jit} \quad (8)$$

（7）式和（8）式中：n 为当前年份和开始托管年份的差值，根据前文基准回归设定的观察期，$n \in [-4, 2]$。$Trusteeship_{jt}^{n}$ 为虚拟变量，若村庄为托管村且年份和开始托管年份的差值为 n，取值为“1”，其余为“0”，将土地托管实施的前一期作为基准期。其余变量的含义与（3）式和（4）式一致。平行趋势检验重点关注一系列 θ_n 系数的动态效应变化。理论上，若土地托管前的 θ_n 不显著异于 0，则说明满足平行趋势假设。

图 2 为 95%置信区间下的平行趋势检验图。从图 2 中可以看出：在实施土地托管前，土地流转租金和大户经营面积在托管村和对照村之间并没有显著差异，平行趋势检验得以通过；在实施土地托管后，土地托管对土地流转租金和大户经营面积的影响在当期就开始显现且具有持续性，且土地流转租金受到的影响表现出逐年减弱的趋势，而大户经营面积受到的影响则表现出先减弱后逐渐增强的趋势。



（a）土地流转租金　　（b）大户经营面积

图2　平行趋势检验结果

（三）稳健性检验

1.*合成双重差分法*。考虑到在实际使用双重差分法的过程中控制组选择的主观性和随机性可能造成政策评估偏误问题，本文采用 Arkhangelsky et al.（2021）提出的合成双重差分法来缓解这一偏差带来的影响。合成双重差分法通过综合考虑个体权重和时间权重来合成控制组，从而弱化对平行趋势假设的依赖，使控制组样本更加可比，并获得更为可靠的政策评估效应。由于该方法要求数据为平衡面板且不包含整个面板期内处理的样本，本文剔除托管时间为 2018 年的托管村样本，估计结果如表 6 和表 7 所示。可以看出，合成双重差分结果与基准回归结果在核心解释变量系数的方向、大小和显著性水平上基本一致，进一步增强了基准回归结果的稳健性。

表 6　　村庄层面合成双重差分估计结果

变量	每万亩大户数	雇用劳动力价格（男）	雇用劳动力价格（女）	土地流转租金
托管×签约	−10.233*	0.708	2.464	
	（5.691）	（1.654）	（2.831）	
是否托管				51.368**
				（20.293）
观测值	140	150	150	330

注：①*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平。②括号内结果为 Bootstrap 标准误。③控制变量同表 4，所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

表 7　　农户层面合成双重差分估计结果

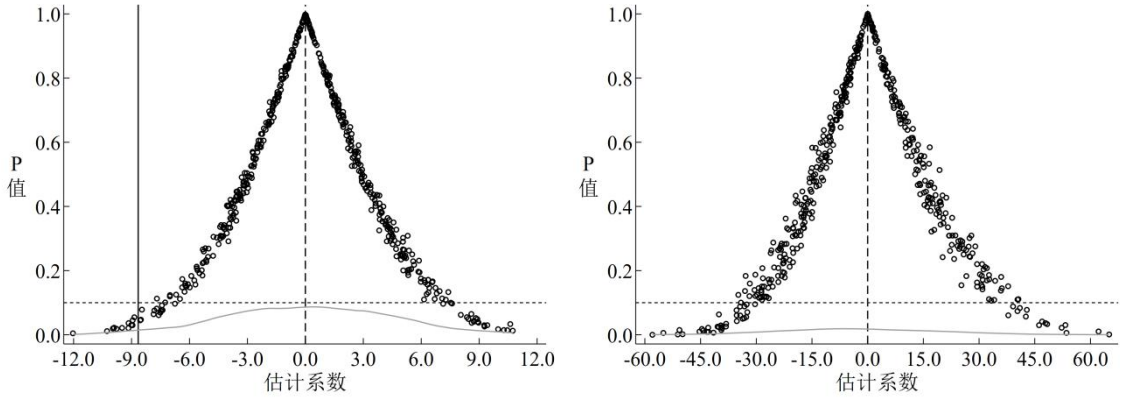
变量	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	大户经营面积
托管×签约	16.201	11.038	−5.277	9.855	
	（12.527）	（12.606）	（4.021）	（8.798）	
是否托管					−9.235*
					（5.140）

表 7（续）

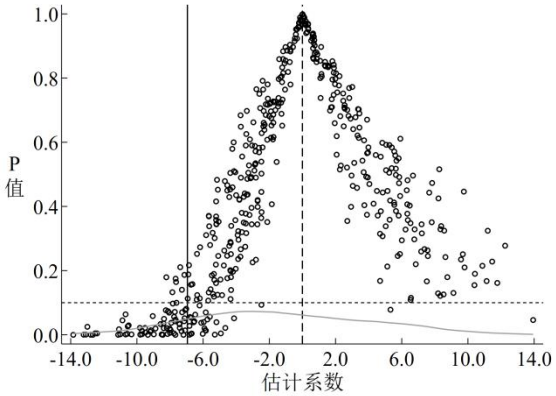
观测值	164	164	164	164	410

注：①*表示 10%的显著性水平。②括号内结果为 Bootstrap 标准误。③控制变量同表 5，所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

2.安慰剂检验。为排除同期其他潜在因素对种粮大户要素使用和要素价格的影响，本文参考宋弘等（2019）的方法，随机生成一个参与土地托管名单作为“伪处理组”，据此反事实样本重新估计系数，对这一过程重复进行 500 次后将得到的估计系数绘制成散点图。安慰剂检验的结果如图 3 所示。图 3 中的横轴代表估计系数，纵轴代表概率密度，垂直实线是基准回归模型估计得到的系数，水平虚线表示的是 10%的显著性水平。观察图 3 可以发现，估计系数主要都分布在 0 附近且服从正态分布，大多数估计结果不显著，且远离基准回归估计系数值。以上结果表明，基准回归的结论并未受到其他政策或者随机因素的影响，本文基准回归结果稳健。



（a）每万亩大户数　　（b）土地流转租金



（c）大户经营面积

图 3　安慰剂检验结果

3.缩减样本。本文对种粮大户的定义包含了个别经营规模为 25～30 亩的农户，因此，剔除经营规模小于 30 亩的种粮大户样本，重新估计（2）式和（4）式的结果，如表 8 所示。可以发现，缩减样

本后的估计结果与基准回归结果基本一致，进一步证明本文的研究结论是稳健可靠的。

表 8　　农户层面缩减样本后的估计结果

变量	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	小麦机收服务价格	玉米机收服务价格	大户经营面积
托管×签约	7.723	−0.255	−5.117	6.049	
	（8.021）	（8.227）	（5.067）	（10.055）	
是否托管					−8.932*
					（4.291）
观测值	136	136	136	136	340
R^2	0.261	0.265	0.186	0.352	0.975

注：①*表示 10%的显著性水平。②括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误。③控制变量同表 5，所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

4.改变政策时点。由表 1 的样本分布可知，早期参与土地托管的实验组数量较少，因此，本文针对（3）式和（4）式，将实验组参与土地托管的时间统一设置为 2021 年，并删除 2018 年样本，重新估计后的结果如表 9 所示。可以发现，估计结果与基准回归基本保持一致，再次验证了研究结果的稳健性。

表 9　　改变政策时点的估计结果

变量	土地流转租金	大户经营面积
是否托管	49.160**	−6.072*
	（21.412）	（2.787）
观测值	280	328
R^2	0.848	0.976

注：①*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平。②第 2 列括号内结果为聚类到村庄的稳健标准误，控制变量同表 4；第 3 列括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误，控制变量同表 5。③所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

五、进一步分析

由前文分析可知，土地托管与种粮大户规模经营在要素使用上会形成竞争，并导致种粮大户的数量与所经营的耕地面积显著减少。本文进一步观察土地托管对种粮大户生计的影响。

（一）土地托管对种粮大户生计的影响

本文根据（5）式实证检验土地托管对种粮大户生计的影响，具体被解释变量包括种粮大户的总收入（小麦纯收入、玉米纯收入、农业其他收入和非农收入在内的收入加总）、小麦纯收入、玉米纯收入、农业其他收入、非农收入和是否非农就业。由表 10 第（1）列可知，土地托管导致种粮大户总收入减少 1.742 万元，且这一影响在 5%的统计水平上显著，总收入的减少主要表现为粮食种植纯收入下降，本地主要品种的种植收入——无论小麦收入还是玉米纯收入都显著减少，其中，小麦纯收入减少 0.803 万元，玉米纯收入减少 0.561 万元，且这一影响均在 10%的统计水平上显著。土地托管对种粮大户农业其他收入、非农收入和是否非农就业的影响不显著。上述结果再次证明，土地托管显著地降低了种粮大户的粮食生产经营收入。这可能来自生产成本的提升，也可能来自生产规模的压缩。

表 10　　土地托管对种粮大户收入影响的估计结果

变量	（1） 总收入	（2） 小麦纯收入	（3） 玉米纯收入	（4） 农业其他收入	（5） 非农收入	（6） 是否非农就业
托管×签约	−1.742**	−0.803*	−0.561*	−0.362	−0.015	0.076
	（0.748）	（0.405）	（0.307）	（0.486）	（0.056）	（0.075）
观测值	164	164	164	164	164	164
R^2	0.087	0.250	0.163	0.096	0.308	0.251

注：①*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平。②括号内为聚类到乡镇的稳健标准误。③控制变量包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、非农就业比例、人均纯收入、承包土地质量等级和“县×时间”趋势项等；④所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

然而，种粮大户一般具有更高的人力资本，在土地规模经营上具有比较优势，需要重视其退出土地规模经营的原因和后果。如表 11 所示，与一般农户户主相比，种粮大户户主的平均年龄小 7.20 周岁，受教育年限多 0.75 年，务农经历少 5.90 年，组间均值 T 检验的结果分别在 1%、5%和 1%的统计水平上显著。也有不少文献表示，种粮大户的知识水平和专业化程度较高，在调整资源配置上具有优势（张应良和文婷，2020；许朗等，2021），借助乡土社会的内生优势和适度规模经营上的比较优势，在推动新型农业生产方式和保障地区粮食安全等方面发挥着重要的作用（吴富有等，2023）。如果种粮大户因自然竞争被更高效率的其他经营主体挤出市场，这是市场选择的结果，但如果因为其他原因影响市场自由竞争而导致种粮大户被挤出市场，则需要引起重视。

表 11　　种粮大户户主基本特征的分组描述性统计结果

变量	变量定义	种粮大户户主		一般农户户主		种粮大户户主与一般农户户主的比较
		均值	标准差	均值	标准差	差值
年龄	年龄（周岁）	53.99	7.22	61.18	9.38	−7.20***
受教育年限	受教育年限（不含学前班）（年）	8.14	2.66	7.39	2.75	0.75**
务农经历	累计务农年限（年）	33.63	11.38	39.54	13.15	−5.90***
首次非农工作	距离首次非农就业的时间（年）	26.86	11.88	30.15	13.98	−3.29
是否党员	是不是中共党员（是=1，否=0）	0.16	0.37	0.18	0.39	−0.02
是否村干部	是否当过村干部（是=1，否=0）	0.22	0.42	0.20	0.40	0.02

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

（二）村集体干预在土地托管影响种粮大户生计中的异质性作用

如理论分析部分所言，村集体在土地托管推广中起到了重要作用，但有可能扭曲要素市场。在此根据（6）式实证检验村集体干预在土地托管对种粮大户生计影响中的异质性作用。由表 12 可知，从土地流转租金来看，核心解释变量与村集体土地托管相关收益的交互项系数在 1%的统计水平上显著为正，表明土地托管拉高村庄土地流转租金水平的现象在村集体推进土地托管过程中干预较多的地区更明显。从总收入、小麦纯收入和玉米纯收入受影响情况来看，土地托管与村集体土地托管相关收益

的交互项系数分别在 10%、10%和 5%的统计水平上显著为负，表明土地托管对种粮大户生计的负向影响在村集体推进土地托管过程中干预较多的地区更明显。上述结果进一步验证，以村集体收入激励推动的土地托管会加剧要素市场的竞争，导致市场扭曲，从而对种粮大户的生存空间和生计产生负向影响。

表 12　　村集体干预在土地托管影响种粮大户土地流转租金和收入中的异质性估计结果

变量	（1） 土地流转租金	（2） 总收入	（3） 小麦纯收入	（4） 玉米纯收入
是否托管	100.292***			
	（21.384）			
是否托管×村集体土地	2.698***			
托管相关收益	（0.634）			
托管×签约		−1.425*	−0.637	−0.410
		（0.699）	（0.417）	（0.297）
托管×签约×村集体土地		−0.109*	−0.057*	−0.052**
托管相关收益		（0.055）	（0.031）	（0.019）
观测值	350	164	164	164
R^2	0.851	0.093	0.270	0.176

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②（1）列括号内结果为聚类到村庄的稳健标准误，控制变量同表 4；（2）列～（4）列括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误，控制变量同表 10。③所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

六、研究结论与启示

中国在推进土地规模经营进程中，多种土地规模经营方式之间可能存在要素竞争的现象。本研究关注近年来新兴的土地托管对种粮大户规模经营的影响。这两种土地规模经营方式，在作物生产周期与要素使用时空分布上高度重叠，可能存在要素竞争。研究发现：第一，土地托管收紧了种粮大户的土地要素来源，表现为种粮大户数量和经营面积减少以及土地流转租金明显提高。第二，土地托管没有影响种粮大户对劳动和机械服务要素的使用。原因是：相对于土地要素，这两种生产要素的流动性相对较强，其市场供给能够自发调节，本地供给容易被流动性要素补足，故对其价格影响不明显。第三，土地托管导致种粮大户的粮食生产收益和总收入受到负向影响，该影响在村集体干预较多（村集体协助托管收益较高）的地区更明显。

根据上述研究结论，本文得出如下启示：

第一，要更加关注社会资本进入大田农作物生产的现象与其带来的影响。自 2013 年起，中央“一号文件”多次提到要发挥社会资本、金融资本以及企业在乡村产业发展中的重要作用，旨在通过社会资本带动农民参与产业发展、分享增值收益。但是，如果社会资本大规模直接进入农业生产领域，可能削弱传统农业经营主体的获利空间，这与中央鼓励社会资本下乡的初衷相违背。在近年中央发布的

相关文件中，更明确地提出要“强化产业发展联农带农，健全新型农业经营主体和涉农企业扶持政策与带动农户增收挂钩机制”，强调农民利益的主体性。因此，地方政府在引导社会资本下乡过程中应谨慎把关，鼓励社会资本进入农民参与度高、受益面广的涉农第二、第三产业，建立紧密合作的利益联结机制，既真正做到联农带农，又做到“护农”。土地托管是社会资本进入农业生产的一个典型现象，在部分地区快速铺开的过程中也出现了违背农民意愿或者影响农民利益的情况，各地政府需要反思鼓励企业和供销社等资本进入粮食等大田作物生产经营领域开展土地托管的利弊。

第二，在推动土地托管过程中要注意到种粮大户和广大小农户可能受到的影响。土地托管是促进农业生产现代化和丰裕集体经济的重大创新形式，但要防范由执行不当所导致的要素市场扭曲和被迫托管等现象，影响种粮大户和小农户的生产生计。尤其是种粮大户在比较效益较低的粮食生产上有其优越性，这表现为：从熟人处流转土地带来的低地租、自我雇用带来的低劳动成本与免于监督，能够创造高于由社会资本经营的粮食规模生产的利润空间（黄宗智，2020）。同样，中国的小农户仍是农业生产的主力（盖庆恩等，2023）。中国推进农业现代化不应以牺牲大量传统农户为代价，因此，地方政府要积极探索构建资源利益共享、优势互补的实现机制，提高要素配置效率，共同推进多元经营主体融合发展，实现多方合作共赢。

第三，村集体作为土地托管的重要推手，要注意方式方法，避免因村集体收入激励而过度干预土地托管所带来的负面影响。土地托管对于村集体经济增收有重要作用，但是，在集体收入激励下有可能出现村集体过度干预要素市场或者过度分享农民托管收益的问题。因此，村集体要充分考虑小农户的意愿并积极疏通种粮大户、小农户离农离地后的增收渠道；充分畅通要素市场流通，规范土地流转市场，避免要素市场价格异常波动。

参考文献

1.蔡昉、王美艳，2016：《从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战》，《经济研究》第 5 期，第 14-26 页。

2.曹铁毅、周佳宁、邹伟，2022：《土地托管与化肥减量化：作用机制与实证检验》，《干旱区资源与环境》第 6 期，第 34-40 页。

3.陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第 1 期，第 5-12 页。

4.陈义媛，2013：《资本主义式家庭农场的兴起与农业经营主体分化的再思考——以水稻生产为例》，《开放时代》第 4 期，第 137-156 页。

5.盖庆恩、李承政、张无坷、史清华，2023：《从小农户经营到规模经营：土地流转与农业生产效率》，《经济研究》第 5 期，第 135-152 页。

6.何秀荣，2016：《关于我国农业经营规模的思考》，《农业经济问题》第 9 期，第 4-15 页。

7.贺雪峰，2011：《论农地经营的规模——以安徽繁昌调研为基础的讨论》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 6-14 页。

8.胡凌啸，2018：《中国农业规模经营的现实图谱：“土地+服务”的二元规模化》，《农业经济问题》第 11 期，第 20-28 页。

9.胡新艳、朱文珏、罗必良，2016：《产权细分、分工深化与农业服务规模经营》，《天津社会科学》第 4 期，第 93-98 页。

10.黄宗智，2012：《〈中国新时代的小农经济〉导言》，《开放时代》第 3 期，第 5-9 页。

11.黄宗智，2020：《中国的新型小农经济：实践与理论》，桂林：广西师范大学出版社，第 314-348 页。

12.冀名峰、李琳，2020：《农业生产托管：农业服务规模经营的主要形式》，《农业经济问题》第 1 期，第 68-75 页。

13.姜长云，2020：《论农业生产托管服务发展的四大关系》，《农业经济问题》第 9 期，第 55-63 页。

14.姜长云、郭志芳，2014：《新型经营体系与中国农业的未来——对美国公司农场最新发展的思考》，《人民论坛·学术前沿》第 15 期，第 84-91 页。

15.孔祥智，2024：《坚持不懈夯实农业基础》，《农村经营管理》第 1 期，第 11-13 页。

16.李琪，2023：《土地托管、规模经营与生产技术效率——来自山东省小麦种植户的证据》，《中国土地科学》第 8 期，第 73-83 页。

17.李太平、聂文静、李庆，2015：《基于农产品价格变动的土地流转双方收入分配研究》，《中国人口·资源与环境》第 8 期，第 26-33 页。

18.李忠旭、庄健，2021：《土地托管对农户家庭经济福利的影响——基于非农就业与农业产出的中介效应》，《农业技术经济》第 1 期，第 20-31 页。

19.林毅夫，1988：《小农与经济理性》，《农村经济与社会》第 3 期，第 31-33 页。

20.罗必良，2017：《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》，《中国农村经济》第 11 期，第 2-16 页。

21.罗必良，2020：《要素交易、契约匹配及其组织化——“绿能模式”对中国现代农业发展路径选择的启示》，《开放时代》第 3 期，第 133-156 页。

22.闵锐、胡卓辉、马宇卿、黄炜虹，2023：《资本依赖、正规信贷约束对农户适度规模经营意愿影响研究》，《农业现代化研究》第 2 期，第 265-273 页。

23.恰亚诺夫，1996：《农民经济组织》，萧正洪译，北京：中央编译出版社，第 250-256 页。

24.宋弘、孙雅洁、陈登科，2019：《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》，《管理世界》第 6 期，第 95-108 页。

25.孙敏，2022：《大户时代“农业治理共同体”的生成逻辑及启示——基于安徽省郎溪县农业变迁的思考》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 5-21 页。

26.孙小燕、刘雍，2019：《土地托管能否带动农户绿色生产？》，《中国农村经济》第 10 期，第 60-80 页。

27.王思文、祁继鹏，2012：《要素流动性差异与地区间产业转移粘性》，《兰州大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 105-110 页。

28.王兴稳、钟甫宁，2008：《土地细碎化与农用地流转市场》，《中国农村观察》第 4 期，第 29-34 页。

29.温涛、王小华、杨丹、朱炯，2015：《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》，《管理世界》第 7 期，第 82-97 页。

30.吴富有、李资华、廖富强、齐述华、徐进军，2023：《近 10 年长江中下游典型水稻主产区种粮大户的耕地承包规模变化研究——以江西省北部为例》，《中国土地科学》第 2 期，第 82-91 页。

31.吴偎立、郑梦圆、平新乔，2022：《论农业生产托管与土地流转》，《经济科学》第 6 期，第 142-159 页。

32.谢晓瑜、余国新，2023：《农业生产环节外包服务供给主体定价影响因素分析——基于阿克苏地区样本的调查》，《安徽农业科学》第 13 期，第 210-214 页。

33.徐志刚、宁可、钟甫宁、纪月清，2018：《新农保与农地转出：制度性养老能替代土地养老吗？——基于家庭人口结构和流动性约束的视角》，《管理世界》第 5 期，第 86-97 页。

34.许朗、陈杰、刘晨，2021：《小农户与新型农业经营主体的灌溉用水效率及其影响因素比较》，《资源科学》第 9 期，第 1821-1833 页。

35.许庆、杨青、章元，2021：《农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响》，《经济研究》第 8 期，第 192-208 页。

36.于海龙、张振，2018：《土地托管的形成机制、适用条件与风险规避：山东例证》，《改革》第 4 期，第 110-119 页。

37.余粮红、高堃、高强，2023：《休戚与共：土地托管企业与农户利益联结机制重塑》，《农业经济问题》第 7 期，第 49-63 页。

38.袁鹏、张宗毅、李洪波，2024：《分散土地渐进流转何以实现规模化经营——基于苏北 Z 村“渐进规模户”的案例考察》，《农业经济问题》第 8 期，第 87-96 页。

39.曾起艳、孙凯、仝志辉，2019：《基于农户选择视角的土地流转与土地托管比较分析》，《世界农业》第 9 期，第 4-11 页。

40.张霄、彭超、张宽、许庆，2024：《农地“三权分置”何以影响土地租金？——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》，《世界经济文汇》第 5 期，第 1-17 页。

41.张应良、文婷，2020：《现金直补对不同规模种粮大户经营规模的影响有差异吗》，《农业经济问题》第 8 期，第 54-67 页。

42.张永占、刘馨月、徐志刚，2021：《工资与农时双重约束下的粮食规模户农时调整行为及影响研究》，《农业技术经济》第 11 期，第 4-15 页。

43.钟真、胡珺祎、曹世祥，2020：《土地流转与社会化服务：“路线竞争”还是“相得益彰”？——基于山东临沂 12 个村的案例分析》，《中国农村经济》第 10 期，第 52-70 页。

44.邹心平，2017：《论家庭农场在新型农业经营体系中的主体地位》，《求实》第 2 期，第 84-96 页。

45. Arkhangelsky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens and S. Wager, 2021, “Synthetic Difference-in-Differences” , *American Economic Review*,111(12): 4088-4118.

46. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

The Impact of Land Trusteeship on the Operation Scale of Large-Scale Grain-Producer : From the Perspective of Factor Competition

ZHENG Xuyuan[1]　CAI Liming[1]　HUANG Kaixing[2]　LI Wanjun[2]　HUANG Jikun[2,3]

(1.School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University;
2.School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University;
3.Institute of Advanced Agricultural Sciences, Peking University)

Summary: Developing various forms of large-scale land management is the inevitable path to achieving agricultural modernization in China. However, from the perspective of the competition for limited factors, there is a high degree of overlap between land trusteeship entities and large-scale grain producers in terms of grain production cycles, production methods, and factor utilization, leading to competition between the two in the factor market.

Based on the micro-survey data of land trusteeship subjects and large-scale grain producers' scale operation in the major grain-producing regions in North China from 2018 to 2022, this study conducts the empirical analysis by using the difference-in-difference (DID) method to explore the impact of the emerging land trusteeship on the operation scale of large-scale grain producers in recent years. The results show that land trusteeship subjects and large-scale grain producers have formed competition in the utilization of factors, especially in the limited and immovable land factors, leading to a significant increase in land transfer rent, which results in a significant reduction in the number of local large-scale grain producers and the area of their operations. In addition, the grain production income and total income of large-scale grain producers have been negatively affected, which is more pronounced in areas where village collectives intervene more in the process of land trusteeship.

The conclusions of this study offer the following insights. Firstly, more attention should be paid to the phenomenon of social capital entering large-field crop production and its impacts. Secondly, when we promote land trusteeship, it is important to be aware of its potential impacts on large-scale grain producers and the vast number of small farmers. Lastly, as a key driver of land trusteeship, village collectives should pay attention to their approaches and methods, and avoid excessive intervention in land trusteeship motivated by revenue incentives, which may lead to negative impacts.

The marginal contributions of this study are as follows. Firstly, it investigates the impact of the emergence of land trusteeship on the operations scale of large-scale grain producers. Existing research regards all outsourcing services as homogeneous service operation modes, whereas the fundamental distinction between land trusteeship and outsourcing services in production lies in whether the service provider possesses land management rights. Ignoring these distinctions will compromise the generality of the conclusions. Secondly, special emphasis is placed on the influence of factor mobility on the extent of factor competition. In the competition for factors between land trusteeship entities and large-scale grain producers, the outcomes of competition may differ for factors with varying degrees of mobility. Differentiating these scenarios in the research will endow the conclusions with richer policy implications.

Keywords: Land Trusteeship; Scale Operation of Land; Large-Scale Grain-Producers; Factor Competition; DID

JEL Classification: Q11; Q12; Q13

（责任编辑：小　林）