



张成鹏, 李梦琪, 孙小龙, 郭沛. “一户一田”会影响粮食单产吗? ——基于山东省 506 个农户的实证分析[J]. 中国农业大学学报, 2023, 28(04), 274-288.  
ZHANG Chengpeng, LI Mengqi, SUN Xiaolong, GUO Pei. Will “one household one plot” affect the grain yield per unit area; Based on the empirical analysis of 506 farmers households in Shandong Province[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2023, 28(04): 274-288.  
DOI: 10.11841/j.issn.1007-4333.2023.04.24

## “一户一田”会影响粮食单产吗? ——基于山东省 506 个农户的实证分析

张成鹏<sup>1</sup> 李梦琪<sup>2</sup> 孙小龙<sup>3</sup> 郭沛<sup>2\*</sup>

(1. 中国宏观经济研究院 产业经济与技术经济研究所, 北京 100038;

2. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083;

3. 江苏省农业科学院 农业经济与发展研究所, 南京 210014)

**摘要** 为进一步释放土地制度改革红利, 保障粮食安全, 基于山东省 2 地市 6 县市区 506 个农户的调查数据, 利用 Cobb-Douglas 生产函数探究“一户一田”对粮食单产的影响。结果表明: 1) 实施“一户一田”会增加粮食单产, 即实施“一户一田”与小麦和玉米单产存在稳定的正向关系。2) 实施“一户一田”对不同农户群体影响存在差异, 即实施“一户一田”后, 仅农业劳作和家中非农劳动力少的受访农户其小麦和玉米单产增幅更大。3) 农户生产经营培训情况、农民合作社员身份、村组土地质量等因素对粮食单产有促进作用, 参加过生产经营培训、合作社成员和土地质量高的受访农户其粮食单产更高。因此, 政府应尊重民意, 鼓励村组因地制宜分类实施“一户一田”, 同时优化村组生产条件, 从而提高粮食产量, 实现稳产增产。

**关键词** 农地细碎化; 一户一田; 粮食单产; Cobb-Douglas 生产函数

中图分类号 F321.1

文章编号 1007-4333(2023)04-0274-15

文献标志码 A

## Will “one household one plot” affect the grain yield per unit area: Based on the empirical analysis of 506 farmers households in Shandong Province

ZHANG Chengpeng<sup>1</sup>, LI Mengqi<sup>2</sup>, SUN Xiaolong<sup>3</sup>, GUO Pei<sup>2\*</sup>

(1. Institute of Industrial Economics and Technological Economics, Academy of Macroeconomic Research, Beijing 100038, China;

2. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

3. Institute of Agricultural Economics and Development, Jiangsu Academy of Agricultural Sciences, Nanjing 210014, China)

**Abstract** To further release the dividends of rural land system reform and ensure food security, based on the survey data of 506 farmers in 2 cities and 6 counties in Shandong Province, Cobb-Douglas production function was used to explore the impact of “one household one plot” on grain yield per unit area. The results showed that: 1) Implementing “one household one plot” increased grain yield per unit area and it had a stable positive relationship with wheat and corn yield per unit area. 2) The implementation of “one household one plot” has different impacts on different peasant household groups. After the implementation of “one household one plot”, the per unit yield of wheat and maize of the peasant households with less agricultural work and non-agricultural labor at home has a greater increase. 3) Factors such as farmers’ production and management training, farmers’ cooperative membership status, and land quality of village groups have a positive effect on grain yield per unit area, and the grain yield per unit area of farmers who have

participated in production and management training, members of cooperatives and high land quality are higher. Policy implications are proposed in this study as follows: The government should respect public opinion, encourage village groups to implement “one household one plot” according to local conditions and improve the food production conditions, increase grain production and achieve stable production and increase production.

**Keywords** farmland fragmentation; one household one plot; grain yield per unit area; Cobb-douglas production function

农为邦本,本固邦宁。党的十八大以来,习近平总书记心系“三农”,始终重视粮食安全。2013年中央农村工作会议上,总书记要求“中国人的饭碗任何时候都要牢牢端在自己手上”;2020年中央农村工作会议上,总书记强调“要牢牢把住粮食安全主动权,粮食生产年年要抓紧”。2022年,习近平总书记在看望全国政协委员时讲到“粮食安全是‘国之大者’。悠悠万事,吃饭为大。”进一步优化农地制度,保障粮食安全,已成为政策界和学术界关注的焦点问题。同时,随着乡村振兴进程的逐步深入,农村改革实践不断涌现。为治理农地细碎化,提高劳动生产效率,山东、安徽、陕西、河南等省一些村组借助土地确权登记颁证和当地农地大调整契机,自发组织实施“一户一田”实现了地块整合,有效地化解了农地细碎化问题。

“一户一田”是指村集体通过土地“打乱重分”大调整实现地块整合,由原来每户分配多块不同位置、面积相对较小的承包地改为分配一块集中的大面积承包地<sup>[1]</sup>。“一户一田”作为一种新兴实践,对粮食产量产生了一定影响。如安徽省怀远县徐圩乡实施“一户一田”后每亩可增产300斤(2 250 kg/hm<sup>2</sup>)<sup>[2]</sup>;新疆维吾尔自治区玛纳斯县三岔坪村耕地连片后,由于可以统一安装节水灌溉设施,棉花产量由4 500 kg/hm<sup>2</sup>提高到5 700 kg/hm<sup>2</sup><sup>[3]</sup>。“一户一田”虽然能够提高粮食产量,但农地细碎化对粮食产量的影响并不一致。一方面,多数学者认为农地细碎化会降低农作物产量,卢华等<sup>[4]</sup>发现,农地细碎化可以改变要素的边际产出弹性而作用于整个农业生产系统,从而降低农作物产量。李寅秋等<sup>[5]</sup>认为农地细碎化对江苏省样本户水稻单产存在负向影响,且示范户影响更为严重。高强等<sup>[6]</sup>、秦立建等<sup>[7]</sup>相关研究也表明农地细碎化会降低粮食产量。另一方面,部分学者认为农地细碎化对农作物产量具有提

升作用。Wu等<sup>[8]</sup>通过对1996年河北省两个县的227个农户分析发现,农地细碎化可通过提高物质投入效率,进而提高粮食生产能力。刘七军等<sup>[9]</sup>发现耕地细碎化对内陆干旱绿洲区小麦和玉米产量具有正向效应。还有一些学者认为细碎化对于产量的影响并不稳定,郭贯成等<sup>[10]</sup>对江苏盐城市和徐州市农户数据实证研究表明,农地细碎化对不同地区粮食产量存在正负两方面的影响。文高辉等<sup>[11]</sup>认为耕地细碎化对农户耕地生产率的影响因农户经营规模不同而存在差异。

上述文献为后续研究奠定了良好基础,但仍然存在较大扩展空间。一方面,受制于调研难度<sup>①</sup>，“一户一田”对粮食产量影响的研究多为案例分析,尚缺乏关于“一户一田”对粮食单产的实证研究。另一方面,由于细碎化对于粮食产量的影响还会受到种植品种、既定规模、地区特征等多种因素影响,农地细碎化是否会对粮食产量产生影响存在较大分歧。因此“一户一田”能否提高山东省粮食单产?会引致多大程度的影响?对不同农户群体粮食单产影响是否存在差异?这些问题均有待进一步实证检验。基于此,本研究在借鉴已有研究基础上,运用山东省506个农户的一手调研数据,实证分析“一户一田”对粮食单产的影响,以期为促进我国粮食产量增加、保障粮食安全,进一步释放土地制度改革红利提出政策建议。

## 1 理论分析与研究假说

本课题综合已有研究,在与实施“一户一田”农户大量访谈基础上,认为“一户一田”对粮食单产的影响主要通过3条路径发挥作用(图1)。

一是优化劳动力配置利于精细化管理。地块细碎迫使农户携带劳动工具奔走于各地块之间,浪费有效投工量。在移动运输环节,农户需在家和地块

① 虽然“一户一田”可有效治理农地细碎化,但却面临土地调整合法性问题,因此村组多为农民商议一致后自发低调实施,地方政府大多采取不鼓励、不宣传的处理方式,更无意上报统计实施村组名单。而且“一户一田”实施地点具有分散性,难以进行统计,因此多村组大样本实证调研难度很大。

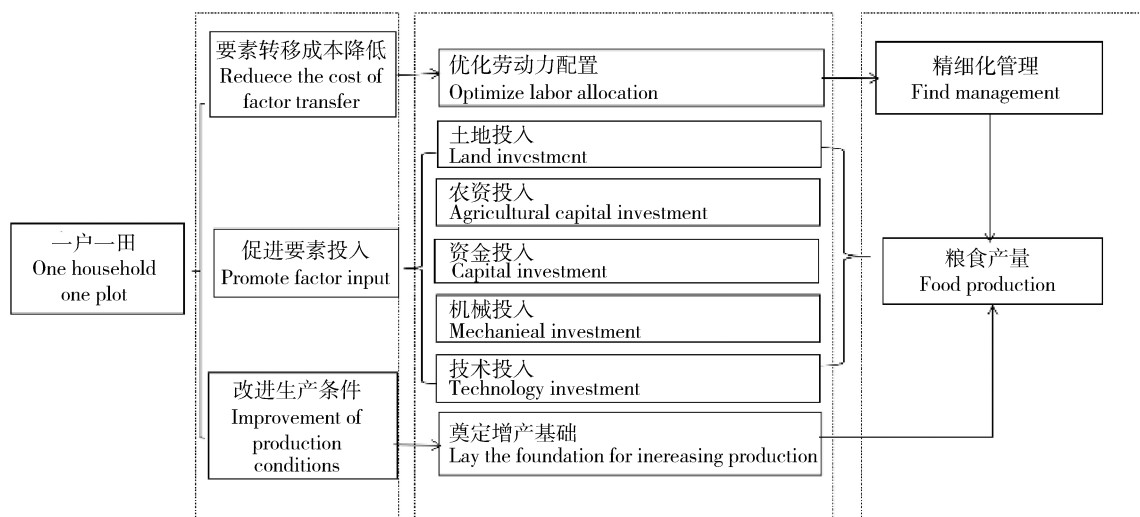


图1 “一户一田”对粮食单产的影响机理

Fig. 1 Influence mechanism of “one household one plot” on grain yield per unit area

之间、不同地块之间往返,大量时间会消耗在人的移动和生产资料运输过程中。在灌溉环节,农户要为每个地块排队等井,挪动灌溉设备,费时颇多<sup>①</sup>。在机械作业环节,机械难以在细小地块上耕种,农户只能被迫采取人畜劳作的原始方式,此外,农户等待、观望机械作业时间也与地块数成正比。与此同时,随着“打工经济”兴起,农民非农就业机会不断增多,理性农户会把更多精力分配到非农劳动中去,从事农业劳动时间就非常有限。地块细碎会使农户因“精力不济”造成灌溉、施肥、除草、打药不及时“误农时”现象,影响粮食产量,甚至出现部分农户将无法机械作业的地块直接抛荒,影响粮食种植面积<sup>[4]</sup>。农地细碎也会迫使农户将生产要素更多地投入到肥沃地块上,而缺乏足够的激励去改善贫瘠土地的质量<sup>[10]</sup>,进而影响粮食产量。农户实施“一户一田”,有助于大幅减少交通、等待作业等时间,将农业劳动投入更多配置到农业生产过程当中,“误农时”现象会明显减少。例如,小麦在抽穗、拔尖等关键生长期能够得到及时灌溉,作物照料更加完善,助力产量得以提升。

二是促进要素投入增强生产能力。农地细碎化影响产量的重要原因是减少了农户对农业生产资料的投入,从而抑制了粮食增产。在土地投入方面,地块细碎分散会导致田埂、地界、生产道路过多,大量良田被占用。实行“一户一田”后,小地块间大量田

埂垄沟得以去除,水渠和小路得到整治,村中荒地进行整理,有效耕种面积明显增加,进而促进产量提升。在农资投入方面,农地细碎化会减少农户化肥、农药等农业可变生产资料的投入,抑制粮食产量。具体来说,若把同一块农地分给两个农户,由于化肥等可变资本投入具有使用效益的外部性特征,两个农户在地界附近的都有减少化肥等要素使用量的行为,进而降低粮食产量。秦立建等<sup>[7]</sup>进行田野调研的事实亦表明了这一观点。此外,地块零碎会加剧水肥等要素泄露和蒸发,例如,当灌溉同样水量时,细碎地块会因水的下渗和外溢造成资源浪费,有效水资源投入量相对更少<sup>[4]</sup>。在资金投入方面,细碎地块上投资难度大、成本高,农户生产设施投资意愿不强<sup>[12]</sup>,不利于资本深度投资<sup>[13]</sup>。在机械投入方面,地块边界和田埂增多会浪费农机作业时间,限制农业机械的使用,迫使农户只得采取相对传统和保守的种植方式,效率相对较低。在技术投入方面,农地细碎化还会降低农户接受农业新技术和农业创新的积极性,进而降低投入产出效率。

三是改进生产条件奠定增产基础。村组原本“一户多田”的重要原因是村组土地的土壤肥力、排水能力和灌溉条件等村组内土地禀赋存在差异<sup>[14]</sup>。为了实施“一户一田”,部分地方政府和村组集体会出资进行灌溉设施修缮、农地平整等基础设施建设,

① 所调研地区部分村组农业生产为引黄灌溉,灌溉时需多人在黄河边放置百余斤的真空泵,每次挪用安装设备大约需要近2小时。

改善了粮食种植条件,此举无疑会有效增加粮食产量<sup>[3]</sup>。例如,在所调研的村组中,Miaodong村<sup>①</sup>为消除灌溉条件差异,实施“一户一田”前进行了小农水改造,使所有地块均能正常灌溉;Zhongtaocheng村为消除排水条件差异,实施“一户一田”前将部分土地垫高,防止部分地块下雨积水影响产量。这些做法在保障“一户一田”顺利实施的同时,也为粮食增产奠定了基础。

本研究提出以下研究假设:

H1:在其他条件相同的情况下,实施“一户一田”会增加粮食单产。

“一户一田”对粮食单产的影响或因农户工作性质差异而不同。部分农户只从事农业劳动,亦有农户兼业非农工作。对只从事农业劳动的农户而言,由于无需外出打工,工作时间可全部配置于农业生产,通过实施“一户一田”节省出来的有效投工量可更多地投入到农业生产中,进而使粮食生产更加精细,增加粮食产量。而对兼业农户而言,实施“一户一田”节省出的农业劳动时间有助于他们投入更多时间精力到非农劳动中去,对农业劳动时间投入相对较少,因此粮食产量增幅有限。鉴于可用受访者是否仅农业劳作衡量农户不同工作性质差异,本研究提出以下研究假设:

H2a:实施“一户一田”后,受访者仅农业劳作的粮食单产增幅更大。

大多数农村家庭总人数和成员结构相差不大,一个家庭中从事非农劳动的人数越少,相对其他家庭从事农业劳动或者兼业劳动的人数也就越多,即整个家庭主要以农业经营为主。实施“一户一田”后,由于农业生产效率提升,完成同样的工作所花费的时间会更少,就会产生新的劳动剩余。除闲暇外,以农业经营为主的家庭更可能将剩余的农业劳动时间用于农业生产,使得作物管理更加精细,进而提高粮食产量。鉴于此,本研究提出以下研究假设:

H2b:实施“一户一田”后,家中非农劳动力少的粮食单产增幅更大。

## 2 变量选择与模型设定

### 2.1 变量选择及说明

结合前述理论分析及现有文献,本研究主要涉

及被解释变量、解释变量和控制变量三大类变量。具体变量的选择和说明如下。

#### 2.1.1 被解释变量

本研究被解释变量是粮食单产。考虑到山东省最主要的粮食作物为小麦和玉米,故此处粮食单产为每 $\text{hm}^2$ 土地小麦和玉米产量,单位为 $\text{kg}/\text{hm}^2$ 。

#### 2.1.2 解释变量

是否实施“一户一田”。若村组集体通过土地统一调整实施地块整合,每家只分一整块土地,则为实施“一户一田”。因担心农户对“一户一田”变量把握不准,故此变量由村级问卷获取,对农户不再询问此问题。

#### 2.1.3 控制变量

借鉴李寅秋等<sup>[5]</sup>、唐轲等<sup>[15]</sup>、王雪琪等<sup>[16]</sup>、吴连翠等<sup>[17]</sup>研究,选取要素特征、家庭特征、农地特征和地区特征4类变量,具体说明见表1。

受访者要素特征方面,包括土地投入、劳动投入和资本投入。作为最重要的生产要素,在粮食生产过程中,土地、资本和劳动投入量越多,就有可能在其他条件不变的情况下获得更高的粮食产量。

受访者家庭特征方面,包括受访者年龄、受教育年限和生产经营培训状况。受访者通常是每户留守在村庄的农业经营决策人,其年龄大小可能与农业生产技能高低息息相关,进而影响粮食单产;受访者受教育年限越长,越有可能采用精进的种植技术,进而获得更高的粮食产量;受访者农业劳动人数越多,更容易实现精耕细作,单产可能更高;农村的生产经营培训会显著提升农户的种植技能,进而可能获得更高的产量。

受访者农地特征方面,现阶段农村土地质量存在较大差别,特别是土壤肥力对于粮食产量具有至关重要的作用。土地质量越高,相同情况下可能获得更高的粮食产量。县级虚拟变量,不同县市区的的气候条件、种植习惯等不可观测的因素也可能在一定程度上影响粮食单产。

### 2.2 模型设置

比较了Cobb-Doughlas生产函数、Translog生产函数、VES生产函数和CES生产函数等众多生产函数后,本研究决定采用变量更简单、更加突出“一户一田”作用的Cobb-Doughlas双对数粮食生产

① 应地方干部要求,出现的村庄名称用拼音代替,县市区名称用字母代替。下同。

表1 变量定义与说明

Table 1 Variable definition and description

类别 Type	变量定义 Variable definition	变量说明 Variable declaration
被解释变量 Explained variable	粮食单产 Grain yield	每 hm <sup>2</sup> 粮食产量/(kg/hm <sup>2</sup> ),取对数
解释变量 Explanatory variable	实施“一户一田” Implementation of “one household one plot”	1=实施;0=未实施
要素特征 Elements characteristic	土地投入 Land investment	实际种植面积/hm <sup>2</sup> ,取对数
	单位面积劳动投入 Labor input per unit area	每 hm <sup>2</sup> 劳动投入/(d/hm <sup>2</sup> ),取对数
	单位面积资本投入 Capital input per unit area	每 hm <sup>2</sup> 投入资金和物质折算/(元/hm <sup>2</sup> ),取对数
家庭特征 Family characteristic	年龄 Age	受访者年龄/岁
	受教育年限 Years of education	受访者受教育年限/年
	农业劳动人数 Agricultural labor force	家庭中从事农业劳动的人数
	生产经营培训 Production and operation training	受访者是否接受过生产经营培训:1=是,0=否
农地特征 Farmland characteristic	合作社员身份 Co-membership	受访者是否参加过农民专业合作社:1=是,0=否
	土地质量 Land quality	1=贫瘠;2=中等偏下;3=中等;4=中等偏上; 5=肥沃
地区特征 Regional characteristic	地区 Region	县级虚拟变量

函数,设置具体形式如下:

$$\ln \frac{Y}{T} = \alpha_0 + \gamma_1 \text{Treat}_i + \gamma_2 (\text{Treat} \times \ln T_i) + \alpha_1 \ln T_i + \alpha_2 \ln \frac{L}{T} + \alpha_3 \ln \frac{K}{T} + \varphi \text{Control} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中:  $Y/N$  表示第  $i$  个农户的每 hm<sup>2</sup> 产量, kg;  $\text{Treat}_i$  为核心解释变量,即是否实施“一户一田”;

$T_i$  表示第  $i$  个农户的种植面积, hm<sup>2</sup>; 劳动  $L_i$  表示第  $i$  个农户粮食种植过程中各个生产环节的有效劳动投入量总和, d;  $K_i$  表示第  $i$  个农户种植过程中投入的物质和资金, 元, 包括化肥、种子、农药、机械作业费用, 自有种子和自有机械按照市场价格进行折算。Control 为控制变量, 包括家庭特征、农地特征

和地区特征。为检验“一户一田”在土地投入对粮食单产影响中的作用,加入两者的交互变量。

不同作物产量的影响因素或存在较大差异,故本研究在实证部分主要分别就“一户一田”对小麦和玉米每  $\text{hm}^2$  产量的影响进行实证研究,进而减少品种差异带来的偏误。为尽可能避免异方差问题并增加数据可比性,对要素投入变量和单产变量进行取对数处理。

### 3 实证结果与分析

#### 3.1 数据来源及描述性统计

##### 3.1.1 数据来源

本研究以山东省内出现“一户一田”的济宁市和德州市作为调研地区。根据分层抽样原则,两地市分别选取了A市、B市和C县;D县、E区和F县作为调研地点。根据“一户一田”的实施情况,在每个县(市、区)选择2~10个,共24个实施“一户一田”的村组作为实验组。在24个实施“一户一田”村组附近选择与其家庭特征、农地特征等因素基本相同但未实施“一户一田”的村组24个作为对照组。通过样本匹配,以尽可能保证实施组和对照组的样本特征一致,随后每个村组随机抽样5~15个农户。问卷数据收集工作于2020年8—10月完成,得到有效问卷506份。需要特殊说明的是,506个农户的第一季作物为小麦,第二季种植的作物有所不同,其中496个农户种植玉米。因此小麦和玉米的相关回归样本数分别为506个和496个。

##### 3.1.2 “一户一田”调研村组基本情况

山东省济宁市和德州市均位于鲁西平原,济宁市位于山东省西南部,以平原洼地为主;德州市位于山东省西北部,地形为平原之中起伏不平,岗、坡、洼相间分布。平原内陆地形地貌为济宁市和德州市实施“一户一田”提供了较好的自然条件<sup>①</sup>。通过对村书记(小组长)的问卷访谈,24个村组实施“一户一田”最主要的原因是减少耕种时间、利于机械化,部分村组也有降低种植成本、增加粮食产量、利于土地流转等方面的考量<sup>[18]</sup>。“一户一田”实施后表现出良好效果,受访的24个村书记(小组长)中,10个表

示实施“一户一田”能促进农户非农收入的提高,9个表示可以降低种植成本,7个表示可以提高粮食产量,6个表示可以增加耕地面积,其他村组认为“一户一田”对非农收入、种植成本、粮食产量和耕地面积没有影响。

##### 3.1.3 农户基本情况描述性统计

表2是农户基本情况调查问卷的描述性统计。其中,受访者平均年龄约59.93岁,最小值为34岁,最大值为81岁,可见农村老龄化现象明显,大多数年轻人外出打工,在家留守的受访者以老人为主。受教育年限均值为6.41,尚未达到9年义务教育的标准,主要因老年受访者受教育年限较短,影响了平均水平。生产经营培训的均值为0.25,说明接受培训的农户较少,农村相关技能培训还有较大的提升空间。合作社员身份均值为0.15,说明加入农民合作社的农户相对较少,新型农业经营主体还有较大发展空间。土地质量均值为3.61,即区域内农户土地质量相对较高,这符合济宁、德州两市位于平原地区、土地禀赋优质的实际情况,以及近些年政府实施高标准农田改造等土地项目和农户加强个人投资的现实<sup>②</sup>。

样本户小麦单产均值约为  $8\ 345.29\ \text{kg}/\text{hm}^2$  ( $556.35\ \text{kg}/\text{亩}$ ),整体处于较高水平,这与两市优质的种植条件密不可分。同时也注意到,小麦单产的最大值和最小值有较大差距,说明部分低产农户产量还有进一步提升空间。样本户小麦土地投入均值为  $0.80\ \text{hm}^2$ ,最小值为  $0.02\ \text{hm}^2$ ,最大值为  $60\ \text{hm}^2$ ,农户小麦种植面积分布范围较大,既有专业的种粮大户,亦涵盖种植“一亩三分地”的小农。小麦单位面积劳动投入和单位面积资本投入的均值分别为  $28.18\ \text{d}/\text{hm}^2$  和  $7\ 617.61\ \text{元}/\text{hm}^2$ ,且极差很大,主要原因是种粮大户和小农同时存在且差异较大。样本户玉米单产均值约为  $8\ 427.30\ \text{kg}/\text{hm}^2$  ( $561.82\ \text{kg}/\text{亩}$ ),较小麦单产略低。样本户玉米土地投入均值  $0.80\ \text{hm}^2$ ,虽然样本数量减少,但是平均面积与小麦保持一致。玉米单位面积劳动投入和单位面积资本投入较小麦略低,但单位面积劳动投入标准差更

① 家庭承包责任制伊始,农户实施“一户多田”是由于农地禀赋难以平衡。特别是在山区丘陵地区,若农户只分一块地,必然有农户分到的土地全部为高地和低地。高地块面临灌溉困难的情况,低地块容易下雨积水发生涝灾。此时,“一户一田”使得种植风险明显增加。而在平原地区,不会因海拔产生种植风险,因此更容易实施“一户一田”。

② 土地质量为农户问卷调查时的自评土地质量,1=土地贫瘠;2=土地质量中等偏下;3=土地质量中等;4=土地质量中等偏上;5=土地非常肥沃。

大。这一方面可能与作物特征有关,另一方面可能与农户种植习惯有关。山东农户更加重视小麦种植,平时管理都比较精细,但不同农户对玉米种植方

式却存在较大差异。有的农户在玉米种植时要素投入较多,有的却懒于管理。因此,部分农户的玉米种植过程可能具备进一步提升技术和降低成本的潜力。

表2 变量描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

变量 Variable	样本量 Sample size	平均值 Average	标准差 Standard deviation	最小值 Min	最大值 Max
户主年龄 Householder age	506	59.93	8.91	34.00	81.00
受教育年限 Years of education	506	6.41	3.59	0.00	16.00
生产经营培训 Production and operation training	506	0.25	0.43	0.00	1.00
合作社员身份 Co-membership	506	0.15	0.36	0.00	1.00
农业劳动人数 Agricultural labor force	506	1.78	0.76	0.00	7.00
土地质量 Land quality	506	3.61	0.92	1.00	5.00
小麦单产 Wheat yield	506	8 345.29	1 136.63	4 500.00	11 250.00
小麦土地投入 Wheat land input	506	0.80	3.06	0.02	60.00
小麦单位面积劳动投入 Labor input per unit area of wheat	506	28.18	20.07	3.15	212.50
小麦单位面积资本投入 Capital input per unit area of wheat	506	7 617.61	2 100.70	3 300.00	18 328.13
玉米单产 Corn yield	496	8 427.30	1 293.16	3 750.00	13 125.00
玉米土地投入 Corn land input	496	0.80	3.09	0.04	60.00
玉米单位劳动投入 Labor input per unit area of corn	496	25.84	19.91	0.82	151.88
玉米单位资本投入 Capital input per unit area of corn	496	7 072.10	2 402.05	2 659.29	21 200.00

### 3.1.4 粮食产量对比分析

表3反映了实施“一户一田”两类农户的单位产量的差异。未实施“一户一田”农户的小麦单位产量约为8 226.84 kg/hm<sup>2</sup> (548.46 kg/亩);实施“一户一田”农户的小麦单位产量约为8 470.49 kg/hm<sup>2</sup> (564.70 kg/亩),通过了均值相等的 $t$ 检验,说明两

类农户小麦产量存在显著差异。未实施“一户一田”农户的玉米单位产量约为8 356.16 kg/hm<sup>2</sup> (557.08 kg/亩);实施“一户一田”农户的单位产量约为8 500.78 kg/hm<sup>2</sup> (566.72 kg/亩),通过了均值相等的 $t$ 检验,说明两类农户玉米产量存在显著差异。

表3 粮食单产的对比分析

Table 3 Comparative analysis of grain yield per unit area

变量 Variable	未实施农户/(kg/hm <sup>2</sup> ) Unimplemented farmers		已实施农户/(kg/hm <sup>2</sup> ) Implementation farmers		均值相等 $t$ 检验显著性 Mean equality $t$ -test significance
	均值 Mean	标准差 Standard deviation	均值 Mean	标准差 Standard deviation	
小麦单产 Wheat yield	8 226.84	1 205.22	8 470.49	1 047.27	0.00
玉米单产 Corn yield	8 356.16	1 301.12	8 500.78	1 283.41	0.10

### 3.2 基准回归结果

利用STATA15.0软件进行多元回归分析。为建立更稳健的模型,试图在增减控制变量基础上关注“一户一田”对粮食单产影响的显著性。此外,为避免异方差造成估计结果偏误,模型进行稳健标准误处理。基准模型回归结果如表4所示,回归模型(1)和(3)中仅加入实施“一户一田”、要素投入变量和地区特征变量后回归,回归模型(2)和(4)在此基础上引入家庭特征和农地特征变量后回归。

首先分析实施“一户一田”对小麦单产的影响。如回归模型(2)所示,实施“一户一田”会使小麦每hm<sup>2</sup>产出增加4.5%,与假设H1相符。通过与大量农户访谈后发现,小麦增产的主要原因是“一户一田”的实施可以有效减少农户路途奔波的无效农业劳动时间,进而促进对小麦的精细化管理、减少“误农时”现象,提升产量。此外,实施“一户一田”时,村组集体对于土地平整、土壤改良、灌溉设施修缮以及农户自身对农田投资的增加也是小麦增产的重要原因。

在要素特征方面,土地投入对小麦单产的负向影响在5%置信水平下显著,说明随着农户经营规

模不断扩大,小麦单位产出会不断减少,农户农业生产经营处于规模报酬递减区域。单位面积劳动投入对小麦单产的影响显著为负,这一点与刘七军等<sup>[9]</sup>结论一致,主要是由于农业生产过程中存在劳动力过量投入的情况。而资本对于小麦单产的影响不显著,其原因可能是农户在农业生产中存在较为严重的化肥、农药过量使用的情况。土地面积一定的条件下,过多投入生产要素不一定会提高粮食产量,反而可能对于土壤和周围生态环境产生负面效应,农业生产领域化肥农药的“双降”具有重要的现实意义。

在家庭特征方面,农户年龄对于小麦单产的影响呈现倒“U”型特征,58岁为拐点年龄<sup>①</sup>。当户主小于58岁时,随着年龄增长,农业生产技术不断提升,小麦单产不断提高;当户主年龄超过58岁之后,学习能力逐步下降,很难采用新型种植技术,单位产量便呈现下降态势。接受过生产经营培训的农户比未接受过培训农户单位产量高3.9%,且在1%置信水平下显著。接受过培训的小麦种植户会有更加精湛的种植技术,更有利于提高粮食产量。受教育年限对于单位产量无显著影响,主要是由于学校教授

① 在回归模型(2)中,年龄和年龄平方的回归系数分别为0.026 881和-0.000 233,因此计算可得年龄拐点为58岁。



表4 “一户一田”对粮食单产的基准回归结果

Table 4 Benchmark regression results of “one household one plot” on grain yield per unit area

变量 Variable	小麦 Wheat		玉米 Corn	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
土地投入,取对数 ln_T	-0.019*	-0.023**	-0.016	-0.019
	(0.010)	(0.010)	(0.012)	(0.012)
实施“一户一田” Treat	0.032*	0.045***	0.027	0.042**
	(0.017)	(0.016)	(0.019)	(0.019)
是否实施“一户一田”×土地投入对数 Treat×ln_T	0.005	0.010	0.021	0.030*
	(0.013)	(0.012)	(0.015)	(0.015)
单位面积劳动投入,取对数 ln_(L/T)	-0.037***	-0.031***	-0.014	-0.006
	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.012)
单位面积资本投入,取对数 ln_(K/T)	-0.054*	-0.040	-0.047	-0.040
	(0.030)	(0.028)	(0.031)	(0.031)
年龄 Age		0.027***		0.028***
		(0.007)		(0.007)
年龄的平方 Age×Age		-0.000***		-0.000***
		(0.000)		(0.000)
受教育年限 Edu		-0.003		-0.002
		(0.002)		(0.002)
生产经营培训 Train		0.039***		0.040***
		(0.013)		(0.015)
合作社员身份 Coop		0.077***		0.041**
		(0.017)		(0.018)
农业劳动人数 Fnum		0.006		-0.014
		(0.008)		(0.009)
土地质量 LQ		0.031***		0.028***
		(0.006)		(0.008)
地区变量 Regional variables	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled
常数项 Constant term	9.619***	8.586***	9.531***	8.562***
	(0.258)	(0.307)	(0.261)	(0.377)
样本量 Sample size	506	506	496	496
R <sup>2</sup>	0.162	0.274	0.172	0.238

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著;表中数值为回归系数和稳健性标准误(括号内)。下同。

Note: \*, \*\*, and \*\*\* represent the significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively; Values in the table are regression coefficients and standard errors of robustness (in parentheses). The same below.

的多为文化课知识,而非农业生产技能,农户生产技能提升主要还是靠农业培训和后期生产实践。农户是否加入合作社对小麦单产的正向影响在1%置信水平下通过显著性检验。参加过农民合作社的农户小麦产量比未参加农户高7.7%。山东各地均有粮食生产型农民合作社,参与过合作社的农户能够学习到更加精进的种植技术,促进产量增加。此外,合作社通常还会为农户提供一些优质生产资料,例如品质优良、质量可靠的化肥农药等,进而增加粮食单产。在土地特征方面,耕地质量对于小麦单产的正向影响在1%置信水平下显著,这与常识相符。土壤肥力越高,同样的要素投入,必然会有更高的产出。

回归模型(4)表明,实施“一户一田”对玉米单产具有显著的正向影响。实施“一户一田”会使玉米每 $\text{hm}^2$ 产出增加4.2%,与假设H1相符,增产幅度小于小麦。山东农户在从事小麦种植时,通常会更加精细,而玉米种植大多采取较为“粗放”的经营模式。实施“一户一田”对于粮食增产作用主要是能够节省无效农业劳动时间,促进农户实行“精耕细作”,避免“务农时”的情况发生。而山东农户对于玉米较为“粗放”的种植模式即使有了剩余劳动力向其投入也相对较少,因此增产幅度相对有限。农户年龄对于玉米单产的影响呈现倒“U”型特征,58岁为拐点年龄<sup>①</sup>,与小麦回归结果一致。是否参加生产经营培训、合作社员身份和土地质量对玉米单产的影响与小麦一致。参加过生产经营培训和农民合作社的农户,家中土地质量高的农户玉米单产更高。玉米单位面积劳动投入和单位面积资本投入对产量影响不显著。在玉米种植中,劳动和资本或存在过量投入的问题,农户可以在玉米种植中适当减少投入以降低成本,增加农业收入。

## 4 异质性分析、内生性讨论与稳健性检验

### 4.1 异质性分析

#### 4.1.1 受访者不同工作性质的影响差异

本部分主要分析当受访者工作性质不同时,“一户一田”对小麦单产的影响差异,本研究将样本分为受访者仅农业劳作和兼业劳作两组。农业劳作指受访者仅从事农业生产,兼业劳作即除了从事农业生

产之外,受访者还会外出打工,从事非农工作。由表5回归模型(1)和(2)可知,“一户一田”对农业劳作组小麦单产的影响通过了显著性检验,与基准回归结果一致,但兼业劳作组回归系数不显著。说明实施“一户一田”能够明显增加农业劳作组小麦单产,假设H2a得到检验。实施“一户一田”后,受访者仅从事农业劳作的农户可能会将大多数时间用于农业生产,作物管理会精细化,进而促进产量提升;而兼业组会把更多时间配置到非农劳动中去,因此产量增加并不明显。玉米的分组回归结果与小麦保持一致,“一户一田”对农业劳作组玉米产量的影响通过了显著性检验,但是兼业劳作组的回归系数不显著,进一步验证了假设H2a的真伪。

#### 4.1.2 不同非农劳动人数的影响差异

为分析当家庭非农劳动人数不同时,“一户一田”对小麦单产的影响差异,本部分将非农劳动人数根据“2人以下”和“2人及以上”分为人少组和人多组。由表6回归(1)和回归(2)可知,“一户一田”对两组小麦单产的影响均通过了显著性检验,但人少组回归系数更大,假设H2b得到验证。

农村家庭组成结构大多一致,非农劳动力少的家庭通常从事农业劳动力的人数会更多。实施“一户一田”后,非农劳动人数少的农户可能会将大多数时间用于农业生产,使小麦管理更加及时、精细,进而增加小麦单产;而非农劳动人数多的农户可能更加重视非农劳动,因而会将增加的劳动时间更多地投入到非农部门,使得小麦产量增加效果有限。玉米的分组回归结果与小麦分组回归结果保持一致,“一户一田”对人少组玉米产量的影响通过了显著性检验,但是人多组回归系数不显著,进一步验证了假设H2b的真伪。

## 4.2 内生性讨论

虽然本研究尽可能控制了影响粮食单产的相关因素,但遗漏变量偏误仍然是基准回归模型潜在内生性问题的重要来源。若不考虑“一户一田”内生性问题,那么基准回归估计出来的“一户一田”和粮食单产的系数只能是两者相互关系,而不是因果关系,故需引入工具变量。

本研究选择村干部上任竞选时的支持率<sup>②</sup>作为工具变量进行两阶段最小二乘(2SLS)估计。选择该

① 在回归模型(4)中,年龄和年龄平方的回归系数分别为0.028 159和-0.000 243,因此计算可得年龄拐点为58岁。

② 支持率=总票数/投票总人数

表5 “一户一田”对农业劳作及兼业劳作农户粮食单产影响的回归结果

Table 5 Regression results of the impact of “one household one plot” on grain yield per unit area of agricultural work and concurrent work different farmers

变量 Variable	小麦 Wheat		玉米 Corn	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	农业劳作 Agricultural labor	兼业劳作 Sideline work	农业劳作 Agricultural labor	兼业劳作 Sideline work
实施“一户一田” Treat	0.058*** (0.021)	0.038 (0.025)	0.049* (0.026)	0.017 (0.029)
是否实施“一户一田”×土地投入对数 Treat×ln_T	0.020 (0.017)	0.001 (0.019)	0.035* (0.020)	0.006 (0.024)
其他控制变量 Other control variables	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled
常数项 Constant term	8.419*** (0.424)	8.941*** (0.558)	7.702*** (0.462)	10.379*** (0.585)
样本量 Sample size	363	143	357	139
总样本 Total sample	506		496	
R <sup>2</sup>	0.269	0.357	0.256	0.323

表6 “一户一田”对不同非农劳动人数农户粮食单产影响的回归结果

Table 6 Regression results of the impact of “one household one plot” on grain yield per unit area of non-farm labor force

变量 Variable	小麦 Wheat		玉米 Corn	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	人少组 Less people group	人多组 More people group	人少组 Less people group	人多组 More people group
实施“一户一田” Treat	0.069*** (0.022)	0.037* (0.022)	0.064** (0.030)	0.032 (0.027)
实施“一户一田”×土地投入对数 Treat×ln_T	0.020 (0.017)	0.015 (0.018)	0.034 (0.023)	0.033 (0.023)
其他控制变量 Other control variables	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled
常数项 Constant term	8.660*** (0.495)	8.392*** (0.387)	8.993*** (0.554)	8.215*** (0.521)
样本量 Sample size	239	267	235	261
总样本 Total sample	506		496	
R <sup>2</sup>	0.327	0.260	0.296	0.224

工具变量的原因在于：一方面，我们在调研时发现村干部上任时竞选支持率与能否实施“一户一田”高度相关。村干部换届时的支持率越高，说明村干部越有威信和说服力，更容易在实施“一户一田”的过程中劝说不愿意实施的农户服从集体决策，更有能力采取公平公正的措施保障“一户一田”顺利实行。因此村干部上任时支持率越高，越容易带动农户实施“一户一田”。我们曾对实施“一户一田”和未实施“一户一田”村组干部支持率进行了统计。实施“一户一田”村组干部上任时的支持率平均值为88.42%，显著高于未实施村组干部支持率的平均值74.13%。很明显，干部支持率越高越可能实施“一户一田”。另一方面，村干部上任时支持率与粮食单产没有直接关系。村干部上任时的支持率是村组实施“一户一田”之前的既定事实，在没有实施“一户一田”之前就已经确定了，不受实施“一户一田”的影响。粮食单产主要与农户家庭特征、要素投入特征和土地特征相关，而且村干部上任时的支持率是村级层面较为宏观变量，相较于个体的粮食单量具有比较强的外生性。村干部现阶段主要职能是从事村级日常管理工作，理论上与每一个农户的粮食单产关系不大。村组干部支持率对比见表7。

表7 村组干部支持率对比

Table 7 Comparison of support rate of village cadres

组别 Group	干部支持率/% Support rate for cadres
实施组 Implementation group	88.42
未实施组 Unimplemented group	74.13

表8为工具变量估计(2SLS)结果。其中，回归模型(1)和(3)为第一阶段的估计结果，表明组织实施“一户一田”的村干部上任时的支持率与实施“一户一田”有显著的正相关关系，且第一阶段回归F值远大于临界值，可以认为不存在明显的弱工具变量问题。回归模型(2)和(4)为第二阶段估计结果，表明实施“一户一田”对小麦和玉米单产的估计系数仍显著为正，且边际效应比基准回归结果更大，说明

前述关于“一户一田”对粮食单产的回归结果可能因为内生性的存在是被低估或保守的。总体上，工具变量估计结果再次表明，实施“一户一田”将显著提高粮食单产。但需特殊说明的是，因为在调研的过程中，部分村组由于村干部上任时间较长，未能通过乡镇组织部门或者村干部回忆的方式获取有效数据，造成村干部支持率缺失，因此表8样本个数少于基准回归。

#### 4.3 稳健性检验

在实施“一户一田”的村组中，依然有个别农户有2块农地<sup>①</sup>；在没有实施“一户一田”的村组中，也有个别农户通过土地互换实现了“一户一田”。两类农户的存在可能影响回归结果准确性。我们把上述两类农户全部剔除后回归，以保证样本的纯粹性。“一户一田”对小麦单产影响的回归结果如表9回归模型(1)所示，“一户一田”对小麦产量的回归系数为0.046，且在1%置信水平下显著，说明实施“一户一田”能够使得小麦单产增加4.6%，与基准回归结果保持一致。“一户一田”对玉米单产影响的回归结果如回归模型(2)所示，“一户一田”对玉米产量的回归系数为0.038，且在10%置信水平下显著，即实施“一户一田”能够使得玉米单产增加3.8%，与基准回归结果基本相同。可见，“一户一田”对于小麦和玉米的单位产量具有稳定的正向影响。

## 5 结论与政策启示

本研究基于山东省506个农户微观调查数据，利用Cobb-Douglas生产函数实证研究“一户一田”对粮食单产的影响，并进行了不同农户群体影响的异质性分析。基准回归分步进行；异质性分析主要考察受访农户工作性质和家庭非农劳动人数带来的差别，内生性讨论使用村组干部上任时的支持率作为工具变量，稳健性检验通过子样本回归进行。最终得出以下结论：第一，实施“一户一田”会增加粮食单产。逐步回归发现实施“一户一田”与小麦和玉米单产存在稳定的正向关系，即在其他条件不变的情况下，实施“一户一田”使得小麦和玉米单产分别提高4.5%和4.2%。第二，实施“一户一田”对不同农户群体影响存在差异，即实施“一户一田”后，受访者

① 原因是村组中某一大地块面积很难是户均面积的倍数。常见情况是村中农地被一条道路分为两半，路一侧地块面积分给N户有剩余，分给N+1户不够，所以就有农户在道路两侧都有农地，此时家中地块数为2。

仅农业劳作和家中非农劳动力少的农户小麦和玉米单产增幅更大。第三,农户生产经营培训情况、农民合作社员身份、村组土地质量等因素亦对粮食单产有促进作用,参加过生产经营培训、合作社成员和土地质量高的农户粮食单产更高。

基于上述研究结论,从以下多个方面提出相关政策建议:第一,尊重农民意愿,允许基层实施“一户

一田”。目前,全国范围内二轮承包即将到期,不妨借此机会给予村组和农户更多自主权,允许农户在适宜地区通过土地调整实现“一户一田”<sup>[19]</sup>,达到提高粮食产量,保障国家粮食安全的目的。第二,重视影响差别,因地制宜分类实施。实证结果表明“一户一田”对不同农户的粮食单产影响存在差异。地方政府应优先考虑在以农业为主的村组实施“一户一

表8 “一户一田”对粮食单产影响的内生性讨论

Table 8 Endogeneity discussion on the impact of “one household one plot” on grain yield per unit area

变量 Variable	小麦 Wheat		玉米 Corn	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	2SLS 一阶段 2SLS first stage	2SLS 二阶段 2SLS second stage	2SLS 一阶段 2SLS first stage	2SLS 二阶段 2SLS second stage
实施“一户一田” Treat		0.132** (0.056)		0.103* (0.056)
村干部支持率 Support rate of village cadres	0.710*** (0.103)		0.718*** (0.102)	
控制变量 Control variables	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled	已控制 Be controlled
$R^2$	0.624	0.237	0.633	0.231
样本量 Sample size		481		474
F 值 F value		60.985		63.348

表9 “一户一田”对粮食单产影响的稳健性检验

Table 9 Robustness test of the impact of “one household one plot” on grain yield per unit area

变量 Variable	小麦 Wheat	玉米 Corn
	模型(1)	模型(2)
实施“一户一田” Treat	0.046*** (0.016)	0.038* (0.020)
实施“一户一田”×土地投入对数 Treat * ln_T	0.012 (0.012)	0.028* (0.016)
常数项 Constant term	8.621*** (0.316)	8.721*** (0.379)
样本量 Sample size	476	467
$R^2$	0.264	0.220

田”，并给予资金支持，进而更好地发挥实施效果，降低粮食生产成本。第三，加强农技培训，优化村组生产条件。一方面，要持续加强对于农户的生产经营培训，帮助农户引入高产品种，提高种植技能，增加粮食产量；另一方面，政府要加强财政投入，持续推进高标准农田、农田水利、农业机械化等现代农业基础设施建设，改善农业生产条件，夯实粮食生产基础。

## 致谢

感谢郑志浩教授对模型设定的建议，当然文责自负。

## 参考文献 References

- [1] 张成鹏, 康宽, 张雅欣, 郭沛. “一户一田”会影响小麦生产成本吗: 基于山东省506个农户的实证分析[J]. 江苏农业学报, 2021, 37(6): 1592-1600  
Zhang C P, Kang K, Zhang Y X, Guo P. Does “one household one plot” affect the wheat production costs: Empirical analysis based on 506 farmers in Shandong province [J]. *Jiangsu Journal of Agricultural Sciences*, 2021, 37(6): 1592-1600 (in Chinese)
- [2] 刘小红, 陈兴雷, 于冰. 基于行为选择视角的农地细碎化治理比较分析: 对安徽省“一户一块田”模式的考察[J]. 农村经济, 2017(10): 44-50  
Liu X H, Chen X L, Yu B. Comparative analysis of farmland fragmentation management based on behavioral choice perspective: An investigation of “one household one plot” model in Anhui Province [J]. *Rural Economy*, 2017(10): 44-50 (in Chinese)
- [3] 张蚌蚌, 王敦. 群众自主式土地整治模式及其效应研究: 以新疆维吾尔自治区玛纳斯县三岔坪村为例[J]. 经济地理, 2013, 33(5): 131-136  
Zhang B B, Wang S. Research on the model of mass autonomous land consolidation and its effect: A case study in San Chaping Village, Ma Nas County, Xinjiang [J]. *Economic Geography*, 2013, 33(5): 131-136 (in Chinese)
- [4] 卢华, 胡浩, 耿献辉. 农地细碎化、地块规模与农业生产效益: 基于江苏省调研数据的经验分析[J]. 华中科技大学学报: 社会科学版, 2016, 30(4): 81-90  
Lu H, Hu H, Geng X H. Land fragmentation, plot size and efficiency of agricultural production: Based on the empirical analysis of the survey data in Jiangsu [J]. *Journal of Huazhong Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2016, 30(4): 81-90 (in Chinese)
- [5] 李寅秋, 陈超. 细碎化、规模效应与稻农投入产出效率[J]. 华南农业大学学报: 社会科学版, 2011, 10(3): 72-78  
Li Y Q, Chen C. Land fragmentation’ larger-scale farming and the input-output efficiency of rice planter [J]. *Journal of South China Agricultural University: Social Science Edition*, 2011, 10(3): 72-78 (in Chinese)
- [6] 高强, 孙光林. 农地确权能够提高农地产出吗: 基于农地细碎化的中介效应实证分析[J]. 湖北大学学报: 哲学社会科学版, 2020, 47(4): 137-146, 169  
Gao Q, Sun G L. Will property rights confirmation of rural farmland promote agricultural yield: Empirical analysis on mediating effect of rural farmland fragmentation [J]. *Journal of Hubei University: Philosophy and Social Science*, 2020, 47(4): 137-146, 169 (in Chinese with

English abstract)

- [7] 秦立建, 张妮妮, 蒋中一. 农地细碎化、劳动力转移与中国农户粮食生产: 基于安徽省的调查[J]. 农业技术经济, 2011(11): 16-23  
Qin L J, Zhang N N, Jiang Z Y. Land fragmentation, labor transfer and Household food production in China: A case study of Anhui Province [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2011(11): 16-23 (in Chinese)
- [8] Wu Z, Liu M, Davis J. Land consolidation and productivity in Chinese household crop production [J]. *China Economic Review*, 2005, 16(1): 28-49
- [9] 刘七军, 曲玮, 李昭楠. 耕地细碎化对干旱绿洲区作物生产和农户收入影响效应调查分析: 以甘肃省民乐县为例 [J]. 干旱地区农业研究, 2011, 29(3): 191-198  
Liu Q J, Qu W, Li Z N. A survey and analysis of the impacts of land fragmentation on crops production and farmers’ income in arid oasis regions: A case from Minle County of Gansu Province [J]. *Agricultural Research in the Arid Areas*, 2011, 29(3): 191-198 (in Chinese with English abstract)
- [10] 郭贯成, 丁晨曦. 农地细碎化对粮食生产规模报酬影响的量化研究: 基于江苏省盐城市、徐州市的实证数据 [J]. 自然资源学报, 2016, 31(2): 202-214  
Guo G C, Ding C X. Quantitative research of the impact of land fragmentation on scale returns of grain production: Based on empirical data of Yancheng City and Xuzhou City in Jiangsu Province [J]. *Journal of Natural Resources*, 2016, 31(2): 202-214 (in Chinese)
- [11] 文高辉, 杨钢桥. 耕地细碎化对农户耕地生产率的影响机理与实证 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 138-148  
Wen G H, Yang G Q. Impact mechanism and empirical study of cultivated land fragmentation on farmers’ cultivated land productivity [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(5): 138-148 (in Chinese)
- [12] 杨慧莲, 李艳, 韩旭东. 农地细碎化增加“规模农户”农业生产成本了吗: 基于全国776个家庭农场和1166个专业大户的微观调查 [J]. 中国土地科学, 2019, 33(4): 76-83  
Yang H L, Li Y, Han X D. Has land fragmentation increased the cost of agricultural production for “scale farmers”: Based on micro surveys of 776 family farms and 1166 specialized households across the country [J]. *China Land Science*, 2019, 33(4): 76-83 (in Chinese)
- [13] 蔡荣. 管护效果及投资意愿: 小型农田水利设施合作供给困境分析 [J]. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2015, 15(4): 78-86, 134  
Cai R. Effect of management and protection and investment intention: Analysis of cooperative supply dilemma of small-scale irrigation and water conservancy facilities [J]. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2015, 15(4): 78-86, 134 (in Chinese)
- [14] 张成鹏, 张雅欣, 王亚军, 郭沛. 村组内土地禀赋差异会影响农户“一户一田”实施意愿吗: 基于山东省468份调查问卷的实证分析 [J]. 中国农业大学学报, 2022, 27(5): 280-289  
Zhang C P, Zhang Y X, Wang Y J, Guo P. Do the land endowment differences among village affect farmer’s willingness to implement “one household one plot”: Based on the survey data of 468 farmers households in Shandong Province [J]. *Journal of China Agricultural University*, 2022, 27(5): 280-289 (in Chinese)
- [15] 唐珂, 王建英, 陈志钢. 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 [J]. 管理世界, 2017(5): 79-91  
Tang K, Wang J Y, Chen Z G. Effects of farmland scale on grain yield per unit area and cost of production: An empirical study across time and region [J]. *Journal of Management World*, 2017(5): 79-91 (in Chinese)
- [16] 王雪琪, 邹伟, 朱高立, 曹铁毅. 地方政府主导农地流转对农户转入规模与粮食单产的影响: 以江苏省五地市为例 [J]. 资源科学, 2018, 40(2): 326-334

- Wang X Q, Zou W, Zhu G L, Cao T Y. The impact of local government-dominated farmland transfer on farmer's transfer scale and grain yield in five cities in Jiangsu[J]. *Resources Science*, 2018, 40 (2): 326-334 (in Chinese)
- [17] 吴连翠, 谭俊美. 粮食补贴政策的作用路径及产量效应实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(9): 100-106
- Wu L C, Tan J M. Empirical analysis on yield effect and action path of grain subsidy policy[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2013, 23(9): 100-106 (in Chinese)
- [18] 张成鹏. “一户一田”对农户的经济影响研究[D]. 北京: 中国农业大学, 2022
- Zhang C P. Study on the economic impact of “one household one plot” on farmers[D]. Beijing: *China Agricultural University*, 2022 (in Chinese)
- [19] 张成鹏, 李梦琪, 郭沛. 全面小康目标下“三农”领域的挑战和优化路径[J]. *农业现代化研究*, 2020, 41(5): 737-746
- Zhang C P, Li M Q, Guo P. Challenges and optimized paths for China's “agriculture, rural areas and farmers” under the goal of comprehensive well-off society[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2020, 41 (5): 737-746 (in Chinese)

责任编辑: 王岩



**第一作者简介:** 张成鹏, 中国宏观经济研究院产业经济与技术经济研究所农村室助理研究员。中国农业大学农业经济管理专业博士研究生毕业, 曾任山东省委组织部选调生, 先后担任山东省曲阜市陵城镇李家杭村党支部书记助理、五福庄村包村干部、罗庙管区主任, 直接参与了村委换届、精准扶贫、土地确权、产权改革、厕所革命等一系列工作, 对三农问题具有直观认识。工作四年后考取了中国农业大学博士研究生, 多次获得博士一等学业奖学金、三好学生、优秀学生干部、优秀学生党员、优秀团员等荣誉称号 10 余项。现阶段主要从事平台经济、土地制度、集体经济等相关问题研究, 发表学术论文 10 余篇, 参与省部级以上课题 20 余项。希望能和大家共同探讨三农问题, 共同助力乡村振兴和农业强国建设。



**通讯作者简介:** 郭沛, 博士, 中国农业大学经济管理学院教授、博士生导师。目前的研究领域包括农村土地、农村金融与农村电商, 发表了 60 余篇学术论文, 主持了 40 多项研究课题。曾赴美国、加拿大、澳大利亚、英国、荷兰、日本等国家进行学术访问或参加国际学术会议, 曾多次被世界银行、联合国粮农组织、国际农业发展基金等国际组织聘为项目专家。